IMPERIAL MYCOLOGICAL INSTITUTE
S. 1. 37.

INSTITUT AGRONOMIQUE DE L'ETAT A GEMBLOUX

TOME IV. 1935.

BULLETIN

DE

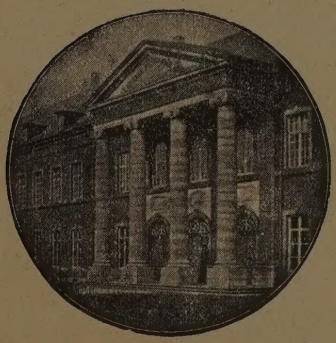
L'INSTITUT AGRONOMIQUE

ET DES

STATIONS DE RECHERCHES

DE

GEMBLOUX



GEMBLOUX (BELGIQUE)
IMPRIMERIE J. DUCULOT, ÉDITEUR

*Les résumés marqués du signe * ont été traduits par les auteurs.*

BULLETIN
de l'Institut agronomique et des Stations de Recherches
de Gembloux.

TOME IV. N° 1. FÉVRIER 1935.

Contribution à l'étude de la désinfection des céréales par l'eau chaude

1re Partie :

L'action de la chaleur sur la germination des semences

par R. VANDERWALLE,
Assistant à la Station de Phytopathologie de l'Etat.

La désinfection des semences par l'eau chaude fut proposée pour la première fois en 1888 par JENSEN pour lutter contre certains charbons des céréales. Ce procédé quoiqu'efficace s'est rapidement avéré délicat dans son application. L'écart de température qui existe entre la sensibilité à la chaleur de la semence et de son parasite est dans le cas des céréales toujours faible, cette particularité exige une grande précision dans le maintien d'une température régulière et constante.

L'action directe et immédiate de la chaleur est de diminuer la vitalité des semences traitées ; ce qui se traduit par une diminution de la faculté et de l'énergie germinative. L'action déprimante dépend de la température, qui, dépassée en intensité ou prolongée en durée, met sérieusement en danger la vitalité de l'embryon. (3)

Des appareils, réalisant d'une manière plus ou moins parfaite les désidérata d'une bonne désinfection, ont été réalisés. Cependant des engins très perfectionnés et très sensibles n'ont donné que des résultats souvent irréguliers du point de vue de la germination des graines dont la vitalité était parfois considérablement altérée.

De nombreuses publications parues sur la désinfection des céréales à l'eau chaude, ont montré que l'action de la chaleur sur la semence dépendait autant de la température que de la durée du traitement.

Par une haute température et une courte durée d'exposition à la chaleur, la

graine peut être plus altérée que par un traitement prolongé à plus basse température.

Mais le fait que l'on doit, pour obtenir une action désinfectante réelle, se tenir très près de la limite de tolérance de l'embryon et même la dépasser, fait apparaître fréquemment des accidents.

La différence qui existe entre la résistance à la chaleur des deux organismes, le parasite d'une part et la semence d'autre part, est la base de ce procédé de désinfection ; c'est par le choix de la meilleure température alliée à une durée optimum que le résultat le plus précis pourra être atteint. On conçoit dès lors qu'un certain nombre de combinaisons de ces deux facteurs peuvent conduire au but. Il appartient aux praticiens d'en préciser celle d'entr'elles qui sera la plus avantageuse du point de vue technique.

Cependant, un certain nombre de constatations pratiques viennent compliquer le problème. Le battage mécanique cause souvent des détériorations et notamment des fissures dans le grain, qui provoquent des irrégularités dans les résultats.

D'autre part, des différences de sensibilité existent entre les diverses céréales ; les céréales de printemps se sont toujours montrées plus sensibles à l'influence de l'eau chaude à tel point qu'on a douté longtemps de la possibilité de leur désinfection pratique par cette méthode.

Parallèlement, des recherches visant à déterminer le mécanisme et les facteurs régissant l'intensité de l'action de la chaleur sur les semences ont été entreprises.

La résistance des semences à la chaleur n'étant qu'un cas particulier de la résistance de la cellule végétale à la mort par la chaleur, c'est dans ce domaine qu'on a trouvé les premiers éléments du problème.

Les connaissances en cette matière quoique déjà anciennes se sont vérifiées jusque dans les travaux les plus récents. Sachs en 1864 et plus tard de Vries en 1870, établissaient les relations liant l'intensité et la durée de l'action de la chaleur c.-à-d. la relation entre la température et le temps pendant lequel elle agit ; Meyer (11) en 1906 trouvait une relation identique pour des spores de bactéries quant à leur résistance à la chaleur. De nombreux autres travaux ont montré la réalité de cette corrélation et son irréversibilité, donnant appui à la théorie de la nature chimique du phénomène. En 1909 Buglia (2) établit pour la première fois une loi logarithmique de la coagulation des colloïdes organiques en expérimentant sur l'albumine pure. Lepeschkin (8) se basant sur ce travail, établit à son tour une loi analogue qu'il exprime mathématiquement par la formule suivante :

$$T = a - b \log Z$$

T = la température de coagulation
a et b = constantes
Z = la durée de l'action.

Dans cette formule les constantes a et b caractérisent la résistance indivi-

duelle des cellules. Si on porte sur des axes cartésiens, les températures en abscisses et le logarithme du temps en ordonnées pour différentes valeurs de l'abscisse, la réunion des points trouvés donne une courbe continue et la position de la courbe au dessus de l'axe des abscisses donne l'expression de la valeur absolue de la résistance à la chaleur.

En 1905. KANITZ (7b) dans une étude analogue cherche à appliquer la loi de vitesse de réaction de van't Hoff pour comparer les différentes sensibilités des semences à la chaleur, formule qui s'exprime comme suit :

$$Q_{10} = 10 \frac{10 (\log K_2 - \log K_1)}{t_2 - t_1}$$

K_1 et K_2 sont des constantes de vitesse de réaction sous l'influence de deux températures différentes de 10° t_1 et t_2.

Si la différence de température entre t_1 et t_2 n'était que de 1° la formule aurait pour expression :

$$Q_1 = 10 \frac{\log K_2 - \log K_1}{t_2 - t_1}$$

Le coëfficient Q_{10} très utilisé dans les réactions chimiques est compris, pour la majorité de celles-ci, entre 2 et 3 (12). Si on compare ces chiffres à ceux obtenus pour les semences, on constate que les valeurs sont considérablement plus élevées pour ces dernières. Ainsi, alors que pour l'hémoglobine par ex. : $Q_1 = 1{,}3$ et $Q_{10} = 13{,}8$, des graines de froment d'hiver trempées ont d'après PORODKO (2) un Q_{10} qui varie entre 54,3 et 84,5.

COLLANDER (3) a trouvé pour *Tradescantia discolor*, comme valeur de Q_{10} 26, pour *Beta vulgaris* 71, *Brassica oleracea* 80, *Olea densa* 31 et pour *Pisum sativum* 118.

LEPSCHKIN a trouvé, pour *Spirogyra*, une valeur de Q_{10} de 14 à 38.

Une autre méthode pour la détermination de l'influence de la chaleur sur la vitesse d'augmentation du nombre de graines tuées dans les traitements repose sur l'utilisation de la formule de HARCOURT et ESSON (3b) qui a pour expression :

$$\frac{K_2}{K_1} = \left[\frac{T_2}{T_1}\right]^m$$

ou K_1 et K_2 sont des constantes de vitesse de réaction pour les températures absolues de T_1 et T_2 tandis que m est une constante dont on obtient la valeur au moyen de la relation suivante :

$$m = \frac{\log K_2 - \log K_1}{\log T_2 - \log T_1}$$

PRORODKO a rendu l'application de cette formule plus commode en remplaçant les valeurs absolues de T_1 et T_2 par les valeurs relatives (en degrés centigrades et substituant aux constantes K_1 et K_2, la vitesse de décroissance du pouvoir germinatif des semences exprimée par V_1 et V_2.

Pour l'application de cette formule PROROKDO s'est servi uniquement de séries d'essais qui, avec des temps d'exposition différents à l'action de la chaleur, donnaient la même perte de pouvoir germinatif ; il obtint par cette méthode des résultats analogues à ceux fournis par la loi de van't Hoff.

L'examen de cette formule montre qu'elle se résoud en une équation exponentielle du type $Z = \frac{A}{t^m}$ où A est une constante.

Il est curieux d'observer que dans une étude sur les antiseptiques WATSON (20) arrive à une formule de vitesse de réaction des antiseptiques sur les bactéries qui est exactement du même type et qu'il exprime de la façon suivante at^m = Constante.

Cette identité montre bien que l'action de la chaleur sur le protoplasme est de même nature que celle des antiseptiques qui agissent par coagulation des protéines et leur action suit une loi commune.

Ce type d'équation traduit encore un grand nombre de phénomènes biologiques qui ont pour base une excitation du protoplasme tel par ex. : les différents tropismes. Ainsi le phototropisme répond à la relation : $y = \frac{K}{x}$ qui se représente graphiquement par une parabole continue. D'autres tropismes fournissent une équation du même type mais plus compliquée, tel le thermotropisme négatif de la racine qui répond à la formule $y = \frac{K}{x^{7,6}}$, etc.

Plus curieuse encore est l'expression de la loi du minimum formulée successivement par MITSCHERLICH, puis par BAULE (1) et PUTTER (17), qui établirent expérimentalement pour leurs essais de rendements des cultures les formules suivantes :

$E = H\left(1 - e^{-\frac{R}{H}}\right)$	Putter
$Y = A\,(1 - e^{-cx})$	Mitscherlich-Baule.
$\log\,(A - y) = K - cx.$	Mitscherlich.

A récolte maximum possible.

y récolte atteinte avec l'addition d'une quantité x de substance nutritive expérimentée.

c constante calculée pour chaque essai.

On remarque immédiatement l'identité de ces formules avec celles que nous avons données précédemment pour l'action de la chaleur sur les céréales.

Il semble par cela bien établi que la plupart des phénomènes biologiques sont régis par des lois analogues à celles qui régissent les réactions chimiques monomoléculaires.

La mise en graphiques des données fournies par l'expérimentation donne généralement une courbe sigmoïde, avec une partie incurvée au début du diagramme. Cette partie infléchie n'appartient pas à la courbe générale, sa présence est due à la période d'échauffement nécessaire pour élever la température intérieure de la semence au degré désiré.

Pour analyser une telle courbe Porodko s'est servi de l'équation de NEWTON, qui a pour expression : $y = y_\infty\ (1 - e^{-kt})$.

Cette équation permet de calculer le point d'inflexion de la courbe ainsi que le coëfficient de vitesse de réaction k. Pour s'appliquer exactement au cas présent, cette formule doit être modifiée, notamment pour calculer la partie incurvée qui se trouve au début de chaque diagramme. Dans l'équation, le temps t représente la durée du traitement, y l'altération du pouvoir germinatif après une durée d'action égale au temps t. Pour tenir compte, ainsi que nous l'indiquions plus haut, de la période d'échauffement, nous devons introduire la notion de l'altération y_0 que subira la semence pendant le temps t_0 nécessaire à l'échauffement. L'égalité modifiée devient : $y - y_0 = (y_\infty - y_0)\ [1 - e^{-K(t-t_0)}]$.

Cette nouvelle forme de l'équation devient un moyen précieux pour l'étude des courbes du type en S relevées dans les traitements à la chaleur. Connaissant quelques valeurs, elle permet de calculer la position du point d'inflexion de la courbe, ainsi que la valeur moyenne du coëfficient k, qui représente la vitesse de réaction c-à-d. la pente moyenne de la courbe et de donner ainsi une appréciation commode de la sensibilité de différentes céréales à la température.

C'est à l'aide de cette équation que j'ai essayé de comparer différentes céréales, ainsi que plusieurs lignées de celles-ci.

Si cette formule a permis d'exprimer mathématiquement la relation entre la durée de l'action, la température et la vitesse de réaction correspondante, elle ne donne, par contre, aucune interprétation du ou des phénomènes en jeu. Cependant ces considérations théoriques constituent néanmoins des éléments importants de la recherche du mécanisme même de la mort de la cellule.

Nous avons vu précédemment la différence profonde qui existe entre une albumine organisée et vivante et la matière organique elle-même: tandis que la valeur Q_{10} dans le premier cas c-à-d. pour des végétaux, oscillait entre des limites de 14 à 9500, la coagulation de la matière albuminoïde dévitalisée est de l'ordre de 1,5 à 25. On connait depuis longtemps le rôle important que joue la teneur en sels sur la vitesse de coagulation des solutions colloïdales proteiques. Il appartient à KAHHO (7) d'avoir précisé le rôle de la teneur en sels du protoplasme végétal dans la résistance de celui-ci à la chaleur. Voici ce qu'il écrit lui-même : « les sels qui pénètrent le plus facilement le protoplasme sont aussi ceux qui augmentent le plus sa sensibilité à la chaleur ».

Dans l'exposé qui précède il n'a été question que du rôle de l'albumine dans la sensibilité à la chaleur. Il semble bien établi que d'autres composants de la cellule vivante ont une influence sur cette sensibilité. Pour des objets zoologiques, HEILBRUN a établi que les globules gras contenus dans le protoplasme paraissent se diviser lorsque les cellules sont soumises à la chaleur. Les autres éléments de la cellule semblent ne jouer qu'un rôle accessoire.

Il est impossible à déterminer la substance cellulaire qui est la première

altérée par la chaleur, son action sur les albumines est spécifique et dépend de la nature de ces substances ainsi que du rapport de leurs différentes concentrations dans la cellule.

On connaît depuis longtemps, l'effet déprimant, sur la germination, d'un trempage préalable des semences traitées par la chaleur. De multiples théories ont été émises pour expliquer ce phénomène. Hollrung et Kosttytschew supposent que l'action du trempage réside dans une accélération des processus de germination et de l'activité enzymatique augmentant la respiration intracellulaire qui, en absence d'oxygène, amène la production d'aldéhydes, alcools, etc. agissant comme poisons du protoplasme. Pour d'autres, l'imbibition de la graine aurait pour effet de favoriser la pénétration de la chaleur à l'intérieur de celle-ci ; cette action serait donc dans ce cas purement mécanique.

Des expériences récentes de Gassner montrent que l'addition d'alcool aux bains de traitement augmente rapidement et très nettement la sensibilité des céréales à la chaleur ainsi que nous avons pu nous en convaincre nous même. L'action de l'alcool semble être due à la solubilisation des lipoïdes cellulaires dont l'influence a été précisée précédemment.

Objet des recherches :

J'ai voulu en partant d'un assortiment de lignées pures de différentes céréales, rechercher s'il existait entre celles-ci des différences de sensibilité à la chaleur et si toutes ces céréales suivaient la même loi de destruction.

Matériel et expériences.

Je ne disposais pour ce travail que d'un matériel de fortune, qui moyennant quelques précautions m'a permis cependant d'effectuer ces expériences dans des conditions de précision suffisantes.

Le chauffage du bain a été réalisé au moyen d'un réchaud électrique très sensible fonctionnant avec thermostat et relai. Sur ce réchaud se plaçait un bac rectangulaire d'une contenance de 4 litres. Le chauffage ne se faisant que par le fond du récipient, il subsistait toujours une mauvaise répartition de la température dans la masse liquide. Pour homogénéiser celle-ci, je me suis alors servi d'un petit moteur à air chaud actionnant une hélice plongée dans le bain : par ce procédé la température a pu être régularisée dans toute la masse et un réglage correct du thermostat permettait de maintenir durant plusieurs heures une température constante avec des écarts ne dépassant pas 0,2 à 0,5° C.

C'est au moyen de ce dispositif que j'ai effectué tous les essais rapportés plus loin. Pour la plongée des graines, je me suis servi d'un panier en treillis métallique pouvant être plongé rapidement dans l'eau et contenant les semences enfermées dans des nouets en étamines, permettant une circulation rapide de l'eau. Pour obtenir une égalisation rapide de la température on introduisait en même temps que les semence une petite quantité d'eau chaude destinée à compenser la perte de calories au contact des grains froids ; cette addition se faisait dans le flux de l'hélice, de façon à équilibrer rapidement

le mélange à une température très voisine de celle du bain afin de ne pas surchauffer les semences à traiter : cette opération était controlée par un thermomètre. L'équilibre pouvait être ramené en moins de 10 à 15 secondes, temps négligeable vis-à-vis de la durée totale du traitement lui-même.

Les différentes lignées de céréales utilisées pour les essais sont : Avoine 979 ; Seigle « tempête » ; Froment Vilmorin 27 ; Orge 14 ; Froment 18.33 ; Orge 185 ; Orge de printemps « Opale » ; Froment VIII ; Avoine 35.205 ; Avoine 17 aB ; Orge 125 ; Avoine 19 B ; Froment XX.

Toutes ces semences proviennent de la récolte 1933 et m'ont été obligeamment fournies par la Station de Recherches pour l'Amélioration des Plantes cultivées à Gembloux.

Les essais de traitements ont été répétés deux fois et ceux dont les premiers résultats paraissaient discordants l'ont été cinq fois. Le pouvoir germinatif a été calculé sur quatre essais de 50 grains. Les relevés s'écartant fortement de la moyenne ont été négligés.

Les semences traitées ont été mises directement au séchage à une température de 35°.

Le semis fut exécuté sur assiettes garnies de sable humide et le relevé des germinations en fut fait tous les 24 heures. La germination s'est poursuivie dans un local exposé au nord et peu éclairé.

Dans ces conditions la température restait comprise entre 17 et 19°. Le pouvoir germinatif a été déterminé par le relevé total de toutes les graines germées après 6 jours, les très rares graines pouvant encore germer après ce délai n'ont pas été relevées vu leur faible nombre, et du fait qu'elles étaient pour la plupart anormales.

Sur les diagrammes, les temps de traitement des divers essais ont été portés en abscisse et le pourcentage de germination correspondant en ordonnée.

Examen des résultats :

Orges : Trois lignées ont été mises en comparaison : l'Orge 125, l'Orge 185 et l'Orge 14.

La vitalité de la semence est très satisfaisante, la siccité du grain est sensiblement la même pour les diverses Orges. Le pouvoir germinatif dépasse 90 % et atteint même 98 % chez une lignée.

Examen des graphiques :

L'examen des résultats du traitement à la température de 50° révèle très peu de différences entre les variétés 125 et 185 ; l'allure générale des deux courbes est la même et représentent une forme en S ; les valeurs correspondant aux différents temps de traitement sont sensiblement identiques. Ayant deux points d'inflexion, cette courbe ne peut être analysée par les formules proposées précédemment, le point d'inflexion supérieur est analogue à celui que Porodko a trouvé dans son étude sur céréales, mais pour des durées d'exposition beaucoup plus courtes, l'interprétation dans ces conditions doit en

être toute différente. La partie située au-dessus du point d'inflexion représente graphiquement en première approximation une droite de la forme $Y = ax$. caractéristique de l'altération durant cette période. Après 50 minutes de traitement, la courbe s'infléchit brusquement chez les deux Orges. Ce changement de vitesse de réaction se poursuit jusqu'aux environs de 80 minutes, à partir de ce point la courbe se redresse à nouveau fortement sur l'horizontale et il semble que la prolongation du traitement ne modifie plus que faiblement le pouvoir germinatif de la graine. Cette dernière constatation correspond à une nouvelle forme de l'altération de la graine, car les germinations à ce moment deviennent anormales et le système radiculaire fait souvent défaut sur les plantules ; les tiges elles-mêmes sont avortées ou mal formées. En réalité nous avons dépassé le point léthal et nous nous trouvons dans une zône subléthale où des accidents de cette nature ont été signalés à propos de nombreux poisons.

Ils procèdent d'une excitation du protoplasme amenant l'apparition de monstruosités. Ces monstres ne sont pas viables et meurent rapidement au cours de leur début de développement.

Le graphique se rapportant à l'Orge 14 s'écarte nettement des deux autres. Pour cette dernière lignée l'allure reste régulière pendant tout le tracé de la courbe qui se rapproche d'une fonction logarithmique, seule une légère inflexion se marque au début de la descente.

Comparé aux deux précédents, ce graphique montre une différence très nette dans la façon de résister à la chaleur de cette variété.

Comparant ces mêmes variétés pour des traitements à des températures plus élevées, ainsi que les traitements correspondants chez les autres céréales, nous voyons qu'il existe toujours une température donnant une courbe en S ; dans ces conditions, il faut admettre, que cette courbe existe également pour la variété envisagée mais qu'elle est située en dehors des températures utilisées et plus basse que 50°.

Quant à l'origine de la courbe en S, on peut l'expliquer en supposant qu'à une température déterminée, un des constituants de l'embryon se trouve altéré et que ce corps joue normalement le rôle d'écran contre la pénétration de la chaleur à l'intérieur de la semence. La nature de cette action ne peut être mécanique car son effet devrait rester constant à toutes les températures.

Chaque fois que nous traitons des grains à une température et avec une durée inférieure au point critique de destruction de cette substance, nous obtenons une descente régulière du pouvoir germinatif. Si les facteurs, température et durée, atteignent le point critique, la substance détruite ne joue plus son rôle d'écran et l'allure du graphique change dans le sens d'une accélération de la perte du pouvoir germinatif, c'est ce qu'on constate pour les deux Orges 125 et 185 où le facteur critique correspond à une température de 50° et une durée de traitement de 50 minutes.

Pour les traitements effectués à des températures plus élevées, la période critique sera plus vite atteinte et la partie droite du diagramme sera beau-

coup plus courte. On constate ce phénomène à la température de 52° pour laquelle ce palier devient très peu étendu au point d'être déjà peu perceptible. Aux températures plus élevées, la destruction de la substance écran est quasi instantanée et le graphique est impuissant à en révéler l'existence ; il en résulte que toutes les courbes reprennent alors une allure régulière.

Les traitements au moyen de températures comprises entre 52 et 60° montrent, la rapide altération des semences.

De l'examen comparatif des trois lignées d'Orge expérimentées il ressort que seule la ligne 14 montre un diagramme plus allongé témoignant d'une résistance plus grande à la chaleur.

Froments : Quatre lignées sont mises en comparaison :

Froment XX ; 18.33 ; Vilmorin 27 et le froment VIII. Le pouvoir germinatif est très bon et dépasse 90 % chez toutes les lignées ; la siccité du grain est régulière.

Examen des graphiques : A 50° la diminution du pouvoir germinatif reste sensiblement régulier pour toutes les variétés de froment. La variété XX offre un graphique très allongé et régulier traduisant une plus grande résistance à la chaleur. La courbe reste encore très régulière chez la variété Vilmorin 27. Par contre on voit déjà apparaître chez la lignée 18.33 une courbe en S analogue à celle relevée pour l'Orge, chez la lignée VIII cette même tendance se marque également.

A 52° la courbe en S se retrouve chez toutes les variétés, elle s'amorce par une inflexion très brusque du graphique, indiquant une action énergique de l'eau chaude sur la vitalité de la semence, dès que la substance écran est détruite.

Les froments montrent une résistance à la chaleur nettement plus élevée que les orges, et se classent dans l'ordre suivant de résistance croissante : Froment VIII dont la sensibilité est voisine de l'orge 14, puis la variété 18.33 et Vilmorin 27 et enfin le froment XX très résistant.

Avoines : Quatre lignées sont mises en comparaison : Avoine 17 aB ; 35.205 ; 979 et 19 B. Le pouvoir germinatif très bon, la siccité régulière.

Les avoines ont pour la chaleur une résistance particulièrement élevée, ce sont de toutes les céréales les plus résistantes.

A 50° les graphiques sont réguliers comme chez les froments.

A 52° on constate, comme pour les céréales précédentes, la formation d'une courbe en S dont le point d'inflexion apparaît seulement après 40 à 50 minutes de traitement. Au delà de cette température les courbes redeviennent régulières.

C'est la variété 17 aB qui est la plus résistante parmi les avoines étudiées ; cette résistance particulière se marque encore jusqu'aux températures les plus élevées. Par contre l'avoine 19 B présente une sensibilité du même ordre que le froment XX. Les variétés se classent dans l'ordre suivant de résistance : 17 à B, avoine 979 puis 35.205 et 19 B.

D'autres céréales ont été mises en comparaison et notamment des céréales de printemps. Ces semences ayant un mauvais pouvoir germinatif ont fourni des résultats irréguliers et ont fait preuve d'une sensibilité très grande. Le même résultat a été observé chaque fois que j'ai traité des semences dont le pouvoir germinatif était devenu mauvais, soit par le vieillissement de la graine ou par une mauvaise conservation.

Il semble donc bien que la sensibilité à la chaleur augmente très rapidement avec le vieillissement de la semence et surtout avec la diminution de son pouvoir germinatif, ce qui peut avoir des conséquences pratiques considérables.

Afin d'expliquer la raison des différences de résistance à la chaleur constatées, reprenons les principaux caractères des céréales utilisées :

Orge 125 Poids des enveloppes : 11,6 % du poids de la graine.
couleur du grain : blanc jaunâtre.
poids de 1000 grains : 53 gr.
poids de l'Hectolitre : 65 Kg.

Orge 185 Poids des enveloppes : 12,3 %
couleur du grain : jaune verdâtre.
poids de 1000 grains : 55,5 gr.
poids de l'hectolitre : 66 Kg.

Orge 14 poids des enveloppes : 12, 5 %.
couleur du grain : jaune foncé.
poids de 1000 grains : 53 gr.
poids de l'hectolitre : 62 Kg

La résistance parait être en rapport avec la coloration du grain.

Caractères des lignées de froment placées dans l'ordre croissant de leur résistance à la chaleur :

Froment VIII couleur du grain : blanc.
poids de 1000 grains : 56,2 gr.
poids de l'hectolitre : 78,6 Kg ;

Froment 18.33 couleur du grain : (roux) jaune légèrement cuivré.
poids de 1000 grains : 48,9 gr.
poids de l'hectolitre : 76,8 Kg.

Vilmorin 27 couleur du grain : (roux) jaune plus foncé que le précédent.
poids de 1000 grains : 57,5 gr.
poids de l'hectolitre : 78,7 Kg.

Froment XX couleur du grain : (roux foncé) rouge.
poids de 1000 grains : 46,2 gr.
poids de l'hectolitre : 80,1 Kg.

De même que pour les orges, la résistance à la chaleur paraît nettement être en rapport avec la coloration du grain.

Ce caractère de coloration est également en rapport avec l'énergie germinative.

La germination des semences de coloration pâle est plus rapide ainsi que l'indique un relevé de l'énergie germinative par la méthode de Pipper : (exprimé en jours graines). germination sur sable humide à température, constante de 10-11°

Froment VIII	Energie 4,78
Froment 18,33	Energie 4,93
Froment XX	Energie 5,05

On voit par ce court relevé que toutes les semences de la variété de froment VIII germent en un temps moyen de 4,78 jours alors qu'il faut une moyenne de 5,05 jours, dans les mêmes conditions, pour le froment XX.

Sauf pour quelques variétés de froments exotiques (d'Abyssinie), où la coloration du grain est due à la présence d'un pigment d'anthocyanine localisé dans la couche croisée du péricarpe, tous les autres froments cultivés dans nos régions ont une coloration due aux caractères du testa.

Dans les froments blancs, le testa possède des cellules de couleur pâle tandis que chez les froments colorés, il se développe dans le lumen et les parois cellulaires une matière huileuse ou résineuse qui lui donne une couleur variant du jaune au rouge suivant l'épaisseur et la teinte de cette couche.

Le testa est la couche immédiatement voisine de l'assise croisée qui la limite par le dessus, les cellules tubulaires étant généralement peu visibles sur le grain sec.

Le testa est dérivé de l'intérieur des deux téguments nucellaires et se compose de deux assises de cellules allongées dont le lumen a été oblitéré par la pression simultanée des parties inférieures et supérieures ; les parois cellulaires de la couche extérieure formant le péricarpe sont presque incolores, ce qui permet de distinguer au travers de celle-ci la coloration du testa. La couche nucellaire borde le testa par la partie inférieure, c'est une assise très transparente, hyaline et appelée pour cette raison couche ou bande hyaline (Percival).

Afin de vérifier la présence de cette couche colorée et de ses caractères, des coupes ont été faites dans les grains de variétés à grains blancs et roux.

Les coupes dans les grains de céréales murs sont très difficiles à réaliser. Après avoir essayé plusieurs techniques sans succès, je me suis arrêté à deux méthodes donnant de bons résultats.

La première consiste à faire l'inclusion dans du savon à base d'huile de ricin, en plongeant les caryopses préalablement, fixés dans une solution alcoolique de plus en plus concentrée de ce savon. Cette méthode avait l'inconvénient d'être longue et de provoquer le gonflement des objets et souvent leur éclatement, aussi ai-je préféré utiliser la seconde méthode à la paraffine.

Le procédé consiste à traiter les objets au moyen d'un fixateur qui ne sera pas influencé par l'attaque ultérieure des acides, le fixateur le Juel à base de $Zn\ Cl_2$ (durée de fixation 8-10 jours) m'a donné d'excellents résultats. Les objets sont ensuite portés dans un mélange de 3 parties d'acide fluorhydrique dans 7 parties d'alcool pendant au moins 48 heures ; après ce temps les objets sont déshydratés et inclus dans la paraffine par la méthode ordinaire. La deshydratation et l'inclusion, vu la grosseur des objets et la lente pénétration des produits, dure environ 30 à 40 jours. Les coupes peuvent être faites entre 10 et 20 microns.

Les clichés montrent la couche colorée des différents types de froments. Il est à supposer que la présence de cette couche joue le rôle principal dans les différences de sensibilité des diverses variétés de céréales. C'est elle qui, par son imperméabilité, empêcherait la pénétration de l'eau, élément conducteur de la chaleur, dans la semence et dans l'embryon et justifierait, par cette particularité de la couche colorée, l'hypothèse que j'émettais d'une substance écran.

Conclusions :

Ce travail tend à démontrer que les traitements à des températures de 50° ne provoquent d'altérations sensibles qu'après un temps assez long.

Un traitement de courte durée, mais à une température plus élevée que 50° est plus dangereux pour la vitalité de la semence.

Il n'y a pas de parallélisme entre des traitements exécutés à une température élevée et de courte durée et d'autre part des traitements à une température plus basse et avec des durées plus longues.

Il n'est pas possible, dans les conditions de notre expérimentation, de formuler une loi générale de l'action de la chaleur sur la semence comme l'ont proposé différents auteurs, des anomalies se produisant pour certaines températures, ce qui semble démontrer la présence d'une substance formant écran contre la pénétration de la chaleur à l'intérieur du grain.

La classification des diverses variétés de froments dans l'ordre de leur sensibilité à la chaleur coïncide avec l'échelle de leur coloration.

La forme en S de certaines courbes pour des températures et des durées définies doit correspondre à une altération particulière. Cette altération peut être due à la destruction de la couche colorée du grain ou simplement à un phénomène d'hydratation de l'embryon.

La sensibilité des semences à la chaleur augmente rapidement avec le vieillissement ou la diminution du pouvoir germinatif.

Les différences de sensibilité, surtout caractéristiques pour des températures comprises entre 50 et 52°, disparaissent de plus en plus pour des températures plus élevées.

BIBLIOGRAPHIE

1) Baule, B. : *Zu Mitscherliches Gesetz der physiologischen Beziehung.* Landw. Jahrb. LI, p. 363, 1918.

2) Buglia : *Ueber die Hitzegerinnung von flüssigen und festen organischen Kolloïden.* Zeitschr. f. Chem. und Industrie d. Kolloïde, 5 p. 291, 1909.

3) Chick and Martin : *Journ. of. Physiol.* Vol. 10, p. 416, 1910.

3b) Collander, R. : *Beobachtungen über die Quantitativen Beziehung zwischen Tötungsgeschwindigkeit und Temperatur beim Wärmetod pflanzlicher Zellen.* Soc. Scient. Fenn. Comm. Biol, T. I, n° 7, Helsingfors, 1924.

4) Eberhart, C : *Untersuchungen über das Vorquellen der Samen.* Dissertation Iena 1906.

5) Gassner et Kirchhoff : *Versuche zur Bekämpfung des Weizenflugbrandes mittels Benetzungsbeize.* Phytopath Zeitschr., Bd. VIII, H, 3, p. 271, 1934.

6) Gurewitsch, A. : *Untersuchungen über die Permeabilität der Hülle des Weizenkorns.* Jahrb. für wissenschaftliche Botanik, 70, p. 703, 1912.

7) Kahho, H. : *Ueber die Beeinflüssung der Hitzekoagulation des Pflanzenprotoplasmas durch Neutralsalze.* Bioch., Zeitsch., 117, p. 87, 1921.

7b) Kanitz, A. : *Temperatur und Lebensvorgänge* 8, p. 10, 1915.

8) Lepeschkin, W. : *Zur Kenntnis der Einwirkung supramaximalen Temperaturen auf die Pflanze.* Ber. d. Deutsch. Bot. Ges., 30, p. 703, 1912.

9) — *The constancy of the living substances.* Studies from the laboratory of plant physiology of Charles University, Prague, p. 544, 1923.

10) — *Kolloïdchemie des Protoplasmas.* Berlin, p. 166, 1924.

11) Meyer, A. : *Notiz über die supramaximalen Tötungstemperaturen betreffende Gesetzmässigkeit.* Ber. d. Deutsch. Bot. Ges. 24, p. 340, 1906.

12) Nernst, W. : *Theoretische Chemie.* Stuttgart Auflage, 751, p. 8, 1921.

13) Percival, J. : *The Weath plant.* A Monograph. Duckworth. 1921.

14) Porodko, Th. : *Einfluss der Temperatur auf die Absterbgeschwindigkeit der Samen.* Ber. d. Deutsch. Bot. Ges. 44, p. 73, 1926.

15) — *Ueber die Absterbgeschwindigkeit der erhitzten Samen.* Ber d. Deutsch. Bot. Ges. 44, p. 4, 1927.

16) — *Zeitlicher Keimungsverlauf der erhitzten Samen.* Ber. d. Deutsch. Bot. Ges. 45, p. 12, 1927.

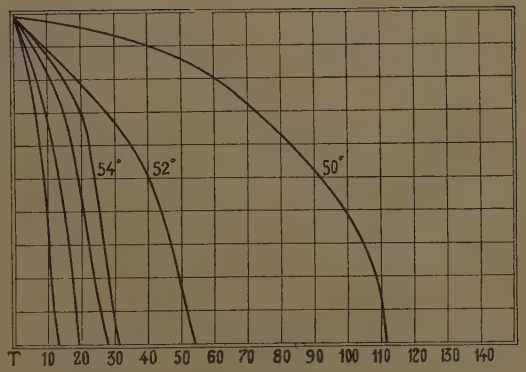
17) Putter, A. : *Studien zur Theorie der Reizvorgänge.* I-IV Mitt. Pflug. Arch. f. d. Ges. Physiologie CL, XXI, p. 210, 1918.

18) Sorauer : *Handbuch der Pflanzenkrankheiten.* Bd I, p. 572, 6e Auflage.

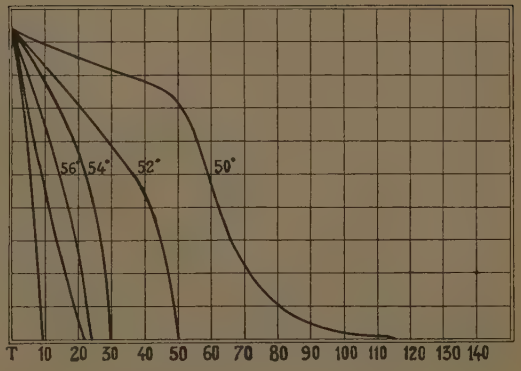
19) Vanderwalle, R. : *Contribution à l'étude des maladies charbonneuses de l'Orge.* Bulletin de l'Institut agron. et des Stat. de Rech. de Gembloux T. I, n° 4, 1932.

20) Watson : Cité par Vlès *Précis de biochimie*, Strasbourg, p. 347.

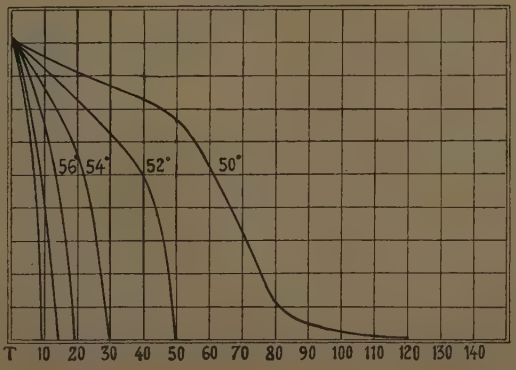
Orge 14.



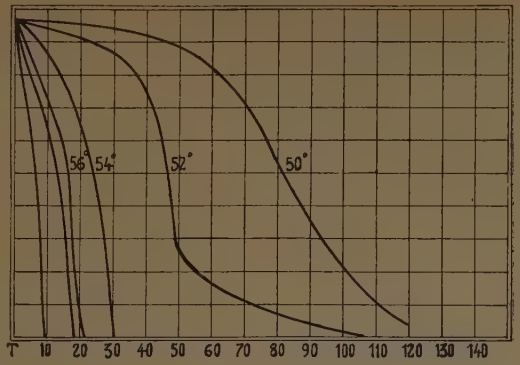
Orge 125.



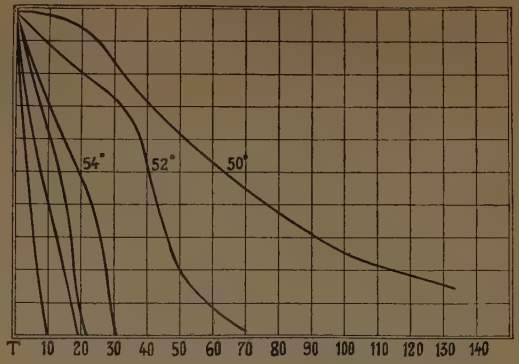
Orge 185.



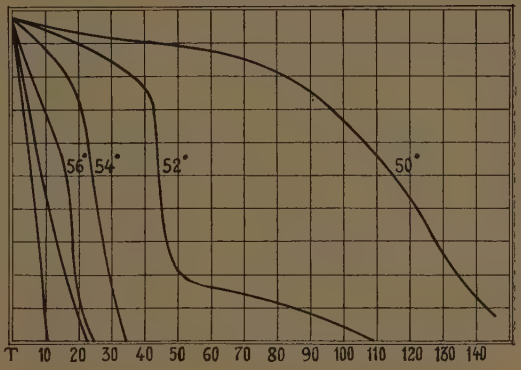
Froment VIII.



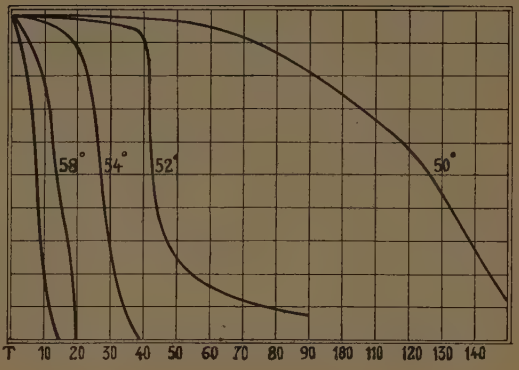
Froment 18.33.



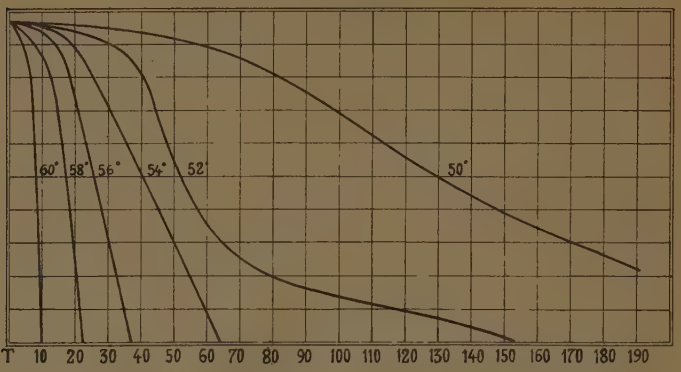
Froment Vilmorin 27.



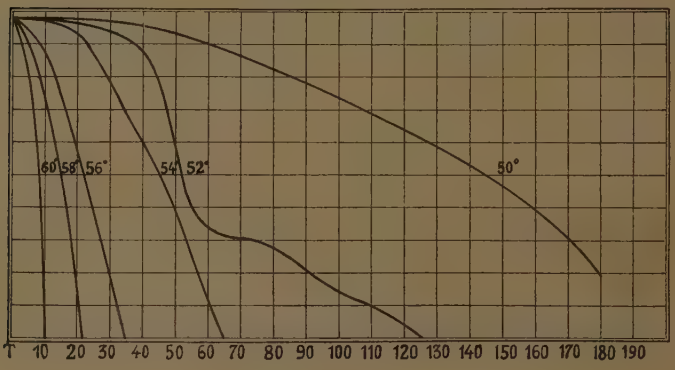
Froment XX.



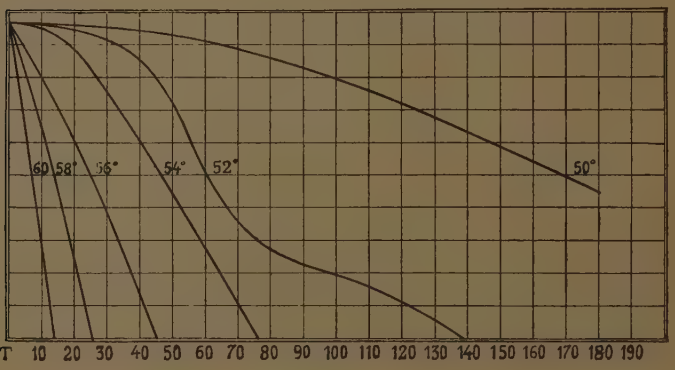
Avoine 979.



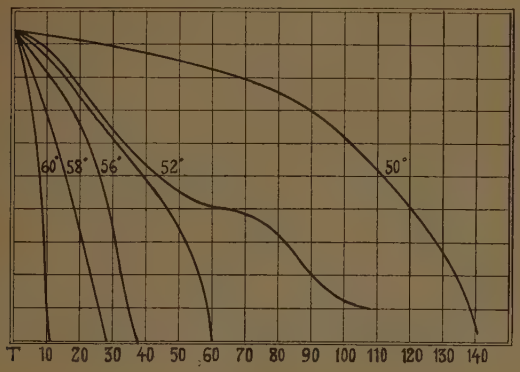
Avoine 35.205.

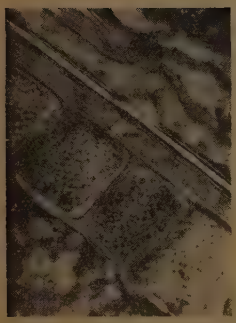


Avoine 17 a B.

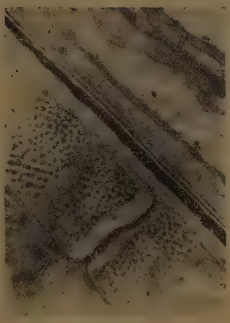


Avoine 19 B.

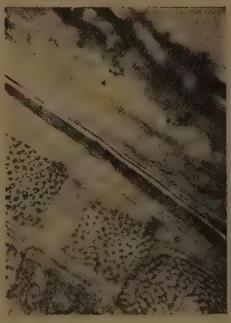




1



2



3

Fig. 1. Coupe dans un grain de froment de la variété VIII montrant la couche hyaline et l'absence sous celle-ci de la bande colorée caractéristique.

Fig. 2. Coupe dans un grain de froment de la variété 18.33 montrant sous la couche hyaline l'assise colorée caractéristique des grains colorés.

Fig. 3. Coupe dans un grain de froment de la variété XX montrant une assise colorée comme dans figure 2.

Grossissement = 390.

Bydrage tot de studie van de ontsmetting der zaden

door VANDERWALLE.

Samenvatting.

Het blijk uit proeven van warmwaterbehandeling van graangewassen, dat de beschadiging der zaden zeer spoedig intreedt bij temperaturen hooger dan 50-52°.

De gang der opgenomen curven verandert met de gebruikte temperatuur en in die omstandigheden wordt het onmogelijk een algmeene, op al de proeven toepasselijke wet te vinden.

De variëteiten, die zich het gevoeligst voor warmte toonen, zijn deze, waarvan de korrels een bleeke Kleur hebben ; de verschillen worden zwakker bij hoogere temperaturen.

Voor alle bestudeerde graangewassen bestaat er een behandelingstemperatuur, die een curve in den vorm eener S oplevert, terwijl deze curve voor de andere behandelingstemperaturen achterwege blijft.

De gevoeligheid der zaden voor warm water wordt grooter met het ouder worden van het zaad, zoowel als met het toenemend verlies aan kiemkracht.

Beitrag zum Studium der Desinfektion der Samen

von VANDERWALLE.

Zusammenfassung.

Aus Heisswasserbeize versuchen an getreiden ergibt sich, dasz bei temperaturen, die 50–52° übersteigen, die beschädigung der samen sehr schnell eintritt.

Der verlauf der aufgezeichneten kurven variiert mit der benutzten temperatur und unter diesen Bedingungen wird es unmöglich ein allgemeines, auf alle Versuche anwendbares Gezetz zu finden.

Die für Wärme empfindlichsten Varietäten sind diejenigen, deren Körner eine blasse Färbung haben ; die Unterschiede werden bei höheren Temperaturen geringer.

Es gibt für alle studierten Getreide eine Behandlungstemperatur, die eine S Kurve liefert, während diese Kurve für die anderen Behandlungstemperaturen fehlt.

Die Empfindlichkeit der samen für warmes Wasser nimmt mit dem Alterwerden des samens zu, sowohl als mit dem fortschreitenden Verlust der Keimkraft.

A contribution to the study of seed disinfection

by R. VANDERWALLE.

Summary.

Experiments on the treatment of cereals with hot water have shown rapid seed injury for temperatures above 50 to 52 centigrade.

The shape of the curves obtained varies with the temperature adopted for the trial and consequently, it is not possible to find out a general law applicable to all trials.

A greater sensibility to heat is shown by the varieties with little coloured grains ; the differences decrease as the temperature rises.

For all cereals treated, a curve in the shape of the letter S is obtained for a certain temperature, and this special shape does not appear with the other temperatures used for treatment.

Injury caused by hot water increases with the age of the seed and also with the gradual impairing of the germinating power.

Contrôle chimique de la maturité du raisin de serre

par R. MEURICE,
Professeur de Chimie analytique,
Directeur de la Station de Chimie et Physique agricoles
et E. BOULLE,
Assistant à la Station de Chimie et Physique agricoles.

Savoir apprécier la maturité d'un raisin de table est chose beaucoup plus difficile qu'on ne pourrait le croire à première vue.

Certaines variétés ont déjà acquis une coloration foncée (1) et par conséquent une apparence de maturité alors que le grain possède encore une acidité notable et un goût désagréable. D'autres sont mûres bien que présentant pour une personne non avertie les caractères d'un raison vert. (2).

Il semblerait que la dégustation puisse suffire à apprécier le degré de maturité d'une marchandise de l'espèce : il n'en est rien. Non pas que les dégustateurs *spécialistes* ne soient pas capables de juger de la qualité d'un raisin ; mais une personne non habituée à des essais de ce genre risquerait de se tromper, car l'impression sur l'organe du goût dépend des dispositions particulières du sujet, des sensations précédemment éprouvées et d'un tas de facteurs inhérents aux différentes individualités. La dégustation, d'autre part, a l'inconvénient de ne pas pouvoir traduire ses résultats en chiffres.

L'analyse chimique répond à ce dernier desideratum. Restait à voir si la maturité du raisin s'accompagnait de phénomènes ayant une répercussion sur la composition chimique du produit.

Certains ont songé à effectuer le dosage du sucre : un raisin mûr est en effet plus sucré que le raisin non mûr. Toutefois il fallait penser ici que la maturation s'accompagne d'une déshydratation avec concentration du jus ; à cause de cela on ne peut guère se contenter d'une seule détermination.

Ce fait a été compris dans les colonies Sud-Africaines, où l'on apprécie le degré de maturité du raisin en déterminant un rapport entre deux teneurs : la concentration inhérente à la maturation ne doit pas avoir d'influence sensible sur un tel rapport. Dans ces régions, on détermine de rapport du sucre à l'acidité.

(1) Royal.
(2) Gros Colmant.

Ce rapport doit augmenter à mesure que la maturité progresse.

Le dosage du sucre dans le raisin ne s'effectue pas comme dans la betterave par le procédé facile de la polarisation : le sucre est surtout du glucose, et cela oblige le chimiste à utiliser la méthode à la liqueur de Fehling. Cette dernière n'est pas à la portée de qui n'a pas fait de chimie analytique théorique et pratique.

On a observé que la teneur en sucre est fonction de celle en extrait dans le jus ; on a donc substitué dans le rapport sucre sur acide l'extrait sec au sucre. La méthode précise de détermination de l'extrait sec d'un jus est assez longue, et on la remplace en pratique par celle de la densité, ou ce qui revient au même, du degré Brix.

L'administration de l'Agriculture a chargé la *Station du Chimie et de Physique agricoles* d'étudier les raisins de serre du pays et de rechercher les caractères chimiques de leur maturité.

Notre service a d'abord utilisé les méthodes précises, c'est-à-dire celles que doit suivre tout laboratoire d'analyses digne de ce nom.

Le prélèvement :

On a pris un échantillon moyen, tandis que dans le cas des colonies anglaises sud-africaines on ne prélève que les grappes dont l'apparence semble indiquer une maturité insuffisante.

Sur 100 grappes on en prend *au hasard* huit à dix que l'on soumet ensuite au laboratoire.

Obtention du jus :

Le jus est obtenu par simple pression des grappes prélevées, au moyen d'une presse à vis actionnée à la main.

Pour les premières déterminations, le jus a été clarifié par centrifugation puis filtration sur papier (méthode de laboratoire).

L'appareil centrifuge étant assez coûteux, on a étudié ensuite la possibilité d'opérer sur le jus tel quel, filtré sur toile (étamine) double.

Dosage de l'extrait :

On a déterminé l'extrait d'une manière indirecte : on prenait la densité au moyen de la balance Mohr-Westphal, et en consultant une table appropriée (1) on connaissait l'extrait correspondant.

Dosage du sucre :

En vue de ce dosage, le jus doit être parfaitement clair ; il faut donc le centrifuger puis le filtrer soigneusement.

(1) Table de Windisch.

On opère sur 10 cc. de jus que l'on introduit dans un ballon jaugé de 100 cc. avec de l'eau distillée ; on neutralise, puis ajoute de l'acétate basique de plomb pour défléquer le liquide ; après dépôt, on ajoute du carbonate de soude afin de précipiter l'excès de plomb et on porte au trait.

On filtre et prélève 10 cc. du filtrat que l'on verse dans 50 cc. de liqueur de Fehling à l'ébullition. Le précipité d'oxyde cuivreux obtenu est recueilli, transformé en oxyde cuivrique et pesé sous cette dernière forme. On calcule le cuivre correspondant et trouve dans une table la quantité de glucose qui est intervenue. Comme on le verra plus loin ce dosage n'est pas indispensable.

Dosage de l'acidité :

Il s'agit ici uniquement de l'acidité totale. On l'exprimera en acide tartrique : en *milligrammes* dans 100 cc. de jus.

Avec une pipette on prélève 10 ou 20 cc. de jus ; on y ajoute environ 150 cc. d'eau distillée, puis quelques gouttes de solution de phénolphtaléine à 1 % dans l'alcool. On titre alors par une solution de soude de force connue jusqu'à coloration carmin.

Si on utilise une soude 0,1333 normale, 1 cc. de cette solution neutralise 10 mgr d'acide tartrique.

Dans ce dernier cas, la teneur en grammes d'acide tartrique dans 100 cc. de jus s'obtient en divisant le volume de soude employée par celui du jus prélevé.

Résultats obtenus :

Matériel : des raisins de maturité différente provenant de Hoeylaert ; variétés diverses.

Première série :

N°	Sucre	Acidité	Dens. du jus à 20°	Extrait	Brix du jus à 20°	Extrait / Acidité	Brix / Acidité	Maturité
10	17,09	540mg.	1,089	23,14	21,2	42,85	39,27	mûr
8	13,51	520	1,0638	16,75	15,57	32,21	29,94	mûr
5	13,51	540	1,06479	17,01	15,80	31,5	29,25	id.
12	14	630	1,08646	22,65	20,77	33,8	32,96	id.
1	12,28	620	1,0618	16,1	15,11	26	24,37	Limite
9	12,28	750	1,06567	17,14	16,03	22,85	21,37	id.
2	11,64	1090	1,06379	16,6	15,57	15,22	14,28	NON MUR
3	12,81	940	1,06479	16,91	15,8	17,96	16,8	pas mûr
4	11,53	870	1,05383	14,04	13,25	16,13	15,22	id.
6	12,5	1040	1,06479	16,91	15,8	16,25	15,19	id.
7	8,85	720	1,05183	13,49	12,78	18,59	17,75	id.
11	12,28	850	1,0618	16,07	15,11	18,9	17,75	id.

Deuxième série :

N°	Sucre	Acidité	Dens. du jus à 20°	Extrait	Brix du jus à 20°	Extrait / Acidité	Brix / Acidité	Maturité
11	26,81	280	1,116	28,83	28,8	102,96	102,86	trop mûr
1	17,76	480	1,08646	22,7	20,77	47,29	43,27	mûr
6	16,86	560	1,09768	25,51	23,19	45,55	41,41	id.
3	13,84	590	1,08178	21,31	19,66	36,11	33,32	id.
2	13,78	610	1,08178	21,31	19,66	34,93	32,22	id.
10	13,73	520	1,0698	18,11	16,95	34,92	32,58	id.
5	13,51	560	1,07278	18,95	17,63	34,01	31,48	id.
4	13,51	470	1,06081	15,94	14,88	31,11	31,65	id.
7	12,5	620	1,0698	18,16	16,95	29,19	27,33	id.
9	12,01	620	1,06567	17,12	16,03	27,19	25,85	id.
8	9,84	640	1,05288	13,73	13,03	21,45	20,35	NON MUR

CONCLUSIONS DES ESSAIS PRÉCÉDENTS :

L'analyse chimique du jus des raisins permet d'apprécier la maturité des grappes. Toutefois, le seul dosage du sucre n'est pas suffisant, et présente d'ailleurs une certaine complication

Il résulte de l'examen des tableaux ci-dessus que le rapport « extrait sur acidité » est très instructif en ce qui concerne la connaissance du degré de maturité. Au dessus de 25 la maturité est certaine. En dessous on est en présence de grappes jouissant de propriétés organoleptiques peu favorables.

Il va de soi qu'une certaine latitude doit être admise, et qu'un raisin présentant un rapport de 24 ne peut pas être rejeté comme « vert ».

C'est la raison pour laquelle il nous semble qu'on peut sans inconvénient, dans le rapport qui sert d'indice en l'espèce, remplacer l'extrait par le degré Brix.

L'examen des tableaux précédents met en lumière une autre caractéristique de la maturité ; nous pensons que celle-ci est plus facile à comprendre pour ceux qui n'ont pas étudié la chimie d'une manière bien approfondie :

Nous voulons parler du rapport entre la densité du jus et l'acidité.

On peut en effet observer que pour les raisins qui sont à la limite de maturité, le nombre de milligrammes d'acidité est à peu près égal au nombre qui exprime les dix millièmes de la densité du jus :

Exemple : Densité : 1,0618 ..... dix millièmes : 618
Acidité : 620 mgr dans 100 cc. de jus.

Dans les raisins mûrs, l'acidité est très inférieure au nombre des dix millièmes. On pourrait donc admettre que les raisins sont mûrs quand l'acidité est égale ou inférieure au nombre des dix millièmes qui expriment la densité du jus.

Une certaine latitude pouvant être admise — l'examen des tableaux l'indique —, nous avons simplifié les méthodes ci-dessus.

Le jus est obtenu à la presse à main. Il est ensuite filtré sur une double étamine.

On en détermine alors l'acidité comme plus haut. L'absence de centrifugation n'a aucune influence sur ce dosage.

On en prend alors la densité. Celle que l'on trouve est un tout petit peu plus élevée que si l'on utilise le jus centrifugé, mais la différence n'est que d'environ dix unités à la quatrième décimale. Elle est donc pratiquement sans influence.

La maturité correspond à la quasi concordance de l'acidité en milligrammes avec le nombre des dix-millièmes à la densité.

De scheikundige controle van de rijpheid der kasdruif,

door R. Meurice en F. Boulle.

Samenvatting.

Men kan de rijpheid der kasdruif nagaan door de scheikundige ontleding van het sap.

Men bepaalt de verhouding van het extract tot het zuurheidspercentage in het sap. Die verhouding wordt grooter naarmate de rijpheid vordert.

Alle druif, die een verhouding van 25 of meer vertoont, is zeker rijp.

Dezen maatstaf kan men, zoo men wil, door den volgenden vervangen : een druif waarvan het sap een zuurheid bezit (in milligrammen wijnsteenzuur per deciliter) grooter dan het getal tienduizendsten (1) van zijn dichtheid moet als onrijp beschouwd worden.

Die chemische Kontrolle der Reife der Treibhaustraube,

von R. Meurice und E. Boulle.

Zusammenfassung.

Man kann die Reife der Treibhaustraube durch die chemische Analyse prüfen.

Man bestimmt das Verhältnis des Extrakts zur Azïdität im Saft. Dieses Verhältnis nimmt zu je nachdem die Reife fortschreitet.

Jede Traube, die ein Verhältnis von 25 oder mehr zeigt, ist bestimmt reif

(1) Boven de eenheid.

Diesen Maszstab kann man durch folgenden ersetzen : eine Traube, deren Saft eine Azidität (in mg) Weinsteinsäure pro Deziliter) besitzt, welche gröszer als die Zahl der Zehntausendstel (1) seiner Dichte ist, musz für unreif gehalten werden.

A chemical method for testing the ripeness of glasshouse grapes

by R. Meurice and E. Boulle.

Summary.

The ripeness of glasshouse grapes can be tested by a chemical analysis of the juice.

The ratio of the percentage of extract to the percentage of acidity is determined. This ratio increases in proportion as ripening progresses.

Ripeness is certainly attained when the ratio amounts to 25 or over.

This test can be eventually replaced by the following criterion : when the acidity of the juice (mesured in milligrams of tartaric acid in one decilitre) exceeds the number of tenthousandths in the decimals of its density (over and from 1 upwards), the grapes should be considered as unripe.

(1) Uber die Eeinheit.

Méthode rapide de dosage de l'ammoniaque dans l'air des étables

par R. MEURICE,
Professeur de Chimie analytique.
Directeur de la Station de Chimie et Physique agricoles.

et G. DEMORTIER,
Assistant à la Station de Chimie et Physique agricoles.

L'étude de la ventilation des locaux destinés aux animaux domestiques réclame l'intervention de méthodes de dosage simples et rapides.

Il faut en outre que la méthode soit utilisable par des personnes qui n'ont pas une très grande habitude des manipulations de chimie analytique.

La méthode ci-après permet d'obtenir un résultat en trois minutes au moyen de manipulations très simples.

Principe de la méthode :

Une goutte de réactif de Nessler est placée sur un support inerte : bande de papier filtre, laine de verre, ou support en verre. L'emploi d'une petite cuiller en verre s'est montré très pratique. Cette goutte est mise en contact pendant trois minutes avec l'atmosphère à analyser. L'ammoniaque fournit avec le réactif une coloration jaune d'autant plus intense que sa concentration dans l'air ambiant est considérable.

On a d'autre part préparé un certain nombre de petites éprouvettes en forme de cuillers, garnies d'une goutte de réactif de Nessler et qui ont été mises en contact pendant trois minutes avec des atmosphères artificielles renfermant des quantités connues d'ammoniaque.

La teneur en ammoniaque de l'atmosphère examinée est la même que celle qui a fourni une même coloration avec le réactif de Nessler dans les mêmes conditions de richesse en ce corps.

Appareil employé :

Le réactif peut être utilisé sur différents supports : *a*) Sur une bandelette de papier filtre :

Un petit crochet de verre est fixé sous le bouchon d'un petit tube à essais. On suspend à ce crochet une bandelette de papier filtre imbibée de réactif de

Nessler. Le papier se trouve ainsi dans le tube de verre à l'abri de toute vapeur extérieure. Pour l'emploi, on sort la bandelette de papier du tube pendant trois minutes dans l'atmosphère à essayer, puis on la remet dans le tube.

On compare la teinte obtenue à celle d'une série de bandelettes analogues qui ont été mises en contact pendant trois minutes avec des atmosphères de teneur ammoniaque connue. Deux colorations de même intensité indiquent des teneurs égales.

b) On s'est servi aussi dans les mêmes conditions d'un petit faisceau de laine de verre, imbibé d'une goutte de réactif de Nessler.

c) Utilisation d'une boucle en laine de verre : on se prépare une série de boucles de laine de verre aussi semblables que possible. On y fait adhérer une goutte de réactif. La boucle est comme dans les cas précédents suspendue sous le bouchon d'un tube à essais de petit volume. L'utilisation est la même que plus haut.

d) Emploi d'une petite cuiller en verre :

On se prépare des petites cuillers en verre constituées par un petit disque horizontal de deux à trois millimètres de diamètre muni d'un petit manche vertical pointu. Celui-ci est enfoncé solidement au bas du bouchon d'un petit tube à essais.

La cuiller recevra une goutte de réactif de Nessler et sera placée dans son tube jusqu'au moment de l'essai. On sort la petite cuiller et on l'introduit pendant trois minutes dans l'atmosphère à essayer ; on la replace aussitôt dans son tube. L'opération se fait par comparaison comme on l'a vu plus haut.

L'appréciation des teintes est plus facile devant un écran blanc ; on peut par exemple coller dans le tube à essais une bande de papier blanc sur le tiers de son pourtour.

Avantages et inconvénients des divers dispositifs :

a) La bandelette de papier filtre :

Beaucoup de papiers à filtrer même lavés ont donné une certaine coloration en présence du réactif de Nessler ; cela gêne fortement la détermination des faibles teneurs. De plus, il faut remplacer les papiers après chaque opération.

b) L'emploi de la laine de verre (faisceau ou boucle) :

Ce support ne retient pas toujours bien la goutte de réactif de Nessler employée dont une partie peut tomber dans le tube ; la fixation de la laine de verre au bouchon n'est pas d'autre part très facile à assurer.

La laine de verre doit être remplacée après chaque série d'essais.

c) Emploi d'une petite cuiller en verre :

La construction de ces supports est simple et économique ; comme leur lavage est possible, leur emploi est indéfini. La goutte de réactif déposée sur la partie élargie de la cuiller ne réagit pas si vite avec l'ammoniaque de l'air que quand on se sert d'un support poreux ; néanmoins trois minutes de contact avec l'atmosphère examinée suffisent pour obtenir une coloration qui permet le dosage.

Etablissement des éprouvettes de comparaison (échelle colorimétrique) :

Dans un exsiccateur à vide de volume connu on introduit des quantités variées d'ammoniaque au moyen d'une solution titrée de cette base. On a préparé de la sorte des atmosphères contenant 1, 2, 3.... 14, 15 millimilligrammes d'ammoniaque.

Le réactif placé sur son petit support est introduit un temps donné dans l'atmosphère type, puis on replace le tout dans son tube.

On a ainsi obtenu des supports possédant une couleur jaune croissante suivant la richesse en ammoniaque des atmosphères expérimentées : c'est l'échelle colorimétrique.

Pour introduire la dose voulue d'ammoniaque, on fait le vide dans l'exsiccateur, puis on y fait entrer de l'air sec et pur ayant passé sur la quantité d'ammoniaque nécessaire. Celle-ci est chauffée légèrement pour provoquer son passage rapide dans l'exsiccateur. Il faut éviter l'emploi de solutions trop fortes et de trop grands volumes liquides pour ne pas avoir de buée à l'intérieur de l'exsiccateur. Cette buée serait cause de graves erreurs. L'exsiccateur porte à sa partie supérieure un bouchon à l'émeri : c'est par là que l'on introduit l'éprouvette garnie du réactif de Nessler ; on l'y laisse pendant le temps convenu.

Les *Résultats obtenus* concordent avec ceux trouvés par d'autres procédés moins expéditifs.

Snelle bepaling van den ammoniak in de door de huisdieren bewoonde lokalen.

door R. Meurice en G. Demortier.

Samenvatting.

Een druppel van het reagens van Nessler, gedragen door een krulletje glaswol of neergelegd in het holle van een glazen lepeltje, neemt een tint aan, die van oranjebruin in helgeel overgaat, wanneer men hen gedurende een bepaalden tijd in een min of meer ammoniakrijke atmosfeer blootstelt.

Men verkrijgt gemakkelijk de vergelijkingsschaal door bekende hoeveelheden ammoniak in een ledigen exsiccator te brengen door middel van een pomp en een stel kranen. In deze atmosfeer, waarvan het gehalte gekend is, blijft het reageermiddel, blootgesteld gedurende een tijd gelijk aan dien, vastgesteld voor de proefnemingen in den stal.

Buiten de rechtstreeksche proef door blootstelling, worden de preparaten tegen de uitwendige werkingen beschut door ze in reageerbuisjes te doen.

Deze methode is uiterst snel, goedkoop, en vergt van wege den operateur geen bijzondere kennis in de analytische scheikunde.

Schnelle Bestimmung des Ammoniaks in den von den Haustieren bewohnten Raumen.

von R. Meurice und G. Demortier.

Zusammenfassung.

Ein durch ein Löckchen Glaswolle getragener, oder, was einfacher ist, in die Schale eines Glaslöffelchens niedergelegter Tropfen des Nesslerschen Reagens nimmt eine vom Orangenbraun ins Hellgelb übergehende Farbe an, wenn man ihn während einer bestimmten Zeit in einer mehr oder weniger ammoniakreichen Luft aussetzt.

Man bekommt sehr leicht die vergleichende Skala, indem man bekannte Mengen Ammoniak mittelst einer Pumpe und einer Reihe von Hähnen in einen leeren Exsikkator bringt. In dieser Atmosphäre, deren Gehalt bekannt ist, bleibt das Reagens während einer Zeit, die der für die Versuche im Stall festgesetzten Zeit gleich ist, ausgesetzt.

Auszer dem direkten Versuch durch Aussetzung, werden die Präparate vor den äuszerlichen Wirkungen in Probiergläschen geschützt.

Dieses Verfahren ist äuszerst schnell und gar nicht teuer, und erfordert vom Operateur keine speziellen Kenntnisse in der analytischen Chemie.

A rapid method for determining ammonia in buildings occupied by domestic animals

by R. Meurice and G. Demortier.

Summary.

A drop of Nessler's reagent carried on a small glass ring or simply laid in the hollow of a small glass spoon, colours from orange-brown to light yellow when exposed for a determined time in an atmosphere containing ammonia.

A standard scale can be easily obtained by introducing known quantities of ammonia into a vacuum exsiccation apparatus by means of a pump and a set of taps, the reagent remaining exposed in each determined atmosphere for a length of time equal to the duration adopted for the trials.

When not in use, the preparations are kept in small test-tubes to preserve them from the action of external agents.

This method is extremely rapid and unexpensive ; it does not require any special training in analytical chemistry for the operator.

Recherche statistique des relations existant entre le rendement des plantes de grande culture et les facteurs météorologiques en Belgique

par R. BERCE,

D. Sc., Ingénieur agronome,

Assistant à la Chaire de Chimie générale et de Physique

et R. WILBAUX,

Ingénieur agronome,

Ex-assistant temporaire à la Station de Chimie et de Physique agricoles.

Assez bien d'auteurs ont déjà tenté d'établir, par les méthodes statistiques, des corrélations entre le rendement des plantes de grande culture et les éléments météorologiques, notamment aux États-Unis, en Grande-Bretagne, en Suède et en France. Aucun travail de ce genre n'a encore été effectué en Belgique.

Nos recherches ont été rendues possibles, grâce au travail sur « *le climat de Gembloux* » (1) qui a nécessité le calcul des totaux mensuels et des moyennes des divers facteurs météorologiques auxquels nous devions avoir recours.

Les documents de base de nos calculs sont, d'une part, les statistiques agricoles publiées par le Ministère de l'Agriculture ; d'autre part, les observations météorologiques faites à la Station de Chimie et de Physique agricoles de Gembloux.

Si ces dernières méritent confiance, les statistiques agricoles, au contraire, sont sujettes à caution ; cela tient à la difficulté même de leur établissement, particulièrement en Belgique où l'organisation d'un tel service n'est pas parfaitement au point.

La faible étendue du territoire belge (environ 30.000 km²) nous permet

---

(1) R. Berce et G. Demortier. — *Le climat de Gembloux.* — Bulletin de l'Institut agronomique et des Stations de recherches à Gembloux. T. III, n° 3. p. 209-238.

d'utiliser les seules données climatologiques de Gembloux pour les calculs appliqués aux rendements globaux du pays entier. Les variations des éléments climatologiques se font en effet le plus souvent dans un même sens, depuis la région littorale jusque dans la Haute-Belgique ; seule, change l'intensité des variations. De plus, Gembloux se trouve à proximité des plus grandes étendues normalement emblavées en froment, orge et betterave, dont il est question dans cette étude préliminaire.

La culture du froment d'hiver couvre, après la guerre, de 34.000 à 39.000 Ha. dans le Hainaut, de 26.000 à 30.000 Ha dans le Brabant, alors qu'elle comporte 121.000 à 166.000 Ha pour le pays.

De même l'orge d'hiver est surtout cultivée dans le Hainaut (8.000 à 12.090 Ha), dans la province de Liége (4.800 à 5.600 Ha) et le Brabant (3.400 à 6.000 Ha) alors qu'elle couvre de 18.000 à 34.000 Ha pour toute l'étendue du royaume.

Pour la betterave sucrière, les provinces du Hainaut (12 à 18.000 Ha), du Brabant (9 à 10.000 Ha), de Liége (8 à 9.000 Ha) et de Namur (4 à 6.000 Ha) totalisent une moyenne de 37 à 39.000 Ha sur un total de 50.000 à 72.000 Ha pour le Belgique entière.

Le climat de Gembloux, situé au centre de cette région comprise dans la Moyenne Belgique, peut donc être considéré comme représentant celui de la région où se trouvent les plus importants emblavements en froment, orge et betterave sucrière.

§ I. Exposé des méthodes de calcul utilisées.

Nous nous sommes servis des méthodes statistiques et de la théorie des corrélations dues à Galton (1886), qui trouvent leurs fondements dans le calcul des probabilités et dans la méthode des moindres carrés. (1)

Après s'être assuré que deux séries de résultats 1 et 2, entre lesquelles on veut chercher des dépendances ou corrélations, répondent aux lois du hasard, on établit leur moyenne 1_1 et 2_2 et, dans chaque série, on recherche la *déviation type* ou *déviation standard* σ_1 et σ_2. Si on appelle d_1 et d_2 la différence, en grandeur et en signe, entre chaque terme des séries 1 et 2 et leur moyenne respective 1_1 et 2_2, n le nombre de termes de chaque série, on a :

$$\sigma_1 = \sqrt{\frac{\Sigma d_1^2}{n}} \qquad \sigma_2 = \sqrt{\frac{\Sigma d_2^2}{n}}$$

La déviation type n'est donc que la racine carrée du quotient obtenu en divisant la somme des écarts de chaque terme d'une série avec sa moyenne, par le nombre de termes d'une série.

Pour établir le *coefficient de corrélation* entre les deux séries 1_1 et 2_2, soit r_{12},

(1) Pour l'exposé complet des méthodes et leur démonstration qui dépasseraient le cadre de ce travail, nous renverrons à des traités classiques tels que : G. U. Yule. *An introduction to the theory of statistics*. Londres, 1917. — Risser et Traynard. *Les principes de la statistique mathématique*. Paris, 1933, etc.

il suffit de faire la somme algébrique des produits des écarts (entre chaque terme d'une série et sa moyenne) d_1 et d_2 des termes correspondants des séries 1 et 2, et de diviser cette somme par le produit du nombre de termes n par les déviations standard σ_1 et σ_2 :

$$r_{12} = \frac{\Sigma[d_1 \times d_2]}{n \cdot \sigma_1 \cdot \sigma_2}$$

Ce coefficient est toujours compris entre + 1 et — 1 et a d'autant plus de signification qu'il s'éloigne du zéro. Il est affecté d'une *erreur probable*, e :

$$e = \pm 0{,}6745 \frac{1 - \overline{r_{12}}^2}{\sqrt{n}}$$

Une corrélation est *significative* quand la probabilité que la corrélation est due à l'effet du hasard (sans qu'il y ait réellement dépendance) est faible. Certains admettent qu'il y a réellement corrélation quand le coefficient est plus grand que trois fois son erreur probable ; d'autres, quand il dépasse six fois son erreur probable (il y a alors 15.000 chances contre une que la corrélation soit réelle). D'autres, comme J. W. Smith (1), considèrent aussi que la corrélation est réelle quand le coefficient dépasse six fois son erreur probable ; de plus, quand le coefficient est compris entre trois et six fois l'erreur probable; il y a présomption qu'elle existe réellement.

Une autre restriction est cependant à prendre en considération ; comme le montre De Montessus de Ballore (2), un coefficient de corrélation tombant en-dessous de 0.300 ne peut être pris en considération.

Le coefficient de corrélation est capable seulement de montrer s'il y a une relation fonctionnelle linéaire entre deux séries. C'est le plus grave reproche que l'on puisse faire au coefficient de corrélation. Ainsi, même si le coefficient est égal à zéro et qu'il n'y a pas de relation linéaire entre les termes correspondants de deux séries 1_1 et 2_2, on ne peut conclure à l'absence de relation et et à l'indépendance.

Un coefficient de corrélation établi entre des séries dont le nombre de termes est restreint est un *coefficient de corrélation empirique* qui n'est pas le *coefficient de corrélation théorique*, mais qui en est une estimation, à condition qu'il n'existe pas entre les séries 1_1 et 2_2 de *corrélation interne*.

A ce sujet, nous ne pouvons mieux faire que de reproduire l'exemple donné par Dedebant (3). On jette un dé toutes les secondes et on considère comme une variable aléatoire X le total des points amenés depuis le début. La valeur probable du point amené avec un dé est

$$\frac{1+2+3+4+5+6}{6} = 3{,}5$$

(1) J. W. Smith. — *Agricultural meteorology*. New York, 1920, p. 57.

(2) De Montessus de Ballore. — *La méthode de corrélation*. Paris, 1932, p. 37.

(3) G. Dedebant. — *Les bases logiques de la corrélation*. La Météorologie. 110, 1934, p. 254.

Si on porte le temps t en abscisse, les variables aléatoires se répartissent toutes autour d'une droite :

$$X = 3{,}5\,t$$

De même, si on opère en un autre endroit avec un autre dé et si Y est le total des points amenés, on aura

$$Y = 3{,}5\,t$$

et toutes les valeurs de Y se répartiront autour de cette droite. Si on établit alors la corrélation entre X et Y, on trouve une valeur très voisine de 1.

Un tel coefficient ne représente pas une dépendance, mais une *covariation*. Bien des phénomènes présentant une covariation n'ont entre eux d'autre lien que leur déroulement historique.

Mais quand on recherche la liaison entre les facteurs du climat et le rendement des cultures, on n'a pas à craindre de corrélation interne.

L'observation culturale, sans le secours d'aucune méthode mathématique, a parfaitement pu se rendre compte de l'influence des facteurs du climat sur la récolte d'une plante cultivée.

De nombreux chercheurs estiment encore la méthode des corrélations comme ne donnant que des résultats aléatoires lorsque le nombre de termes des séries envisagées est inférieur à 25.

Mais Fisher (1) montre qu'il est possible d'obtenir des résultats valables, avec un nombre réduit de termes, à condition que la probabilité P, de ce que la corrélation n'est due qu'au hasard, soit déterminée par des méthodes suffisamment exactes.

Pour déterminer le degré de « *significance* » des coefficients de corrélation, nous nous sommes servis de la table V. A. de cet auteur (2) où P est déterminé par la méthode « Student » et nous n'avons admis une corrélation comme significative que si cette probabilité est inférieure à 0,02.

Ces réserves étant faites, nous avons uniquement comme but : 1° de rechercher par la méthode statistique, les relations qui existent très certainement entre les rendements des cultures et les éléments météorologiques ; 2° d'examiner si ces relations sont linéaires (donc mises en lumière par le coefficient de corrélation) et 3° de les estimer, sans pouvoir les déterminer avec une rigueur absolue.

Il ne faut pas vouloir faire dire au calcul statistique plus qu'il ne peut affirmer. Il était nécessaire de faire ces réserves devant l'emploi souvent abusif de ce mode de calcul.

Nous ne nous cachons pas que le principal point douteux dans nos calculs, et partant nos conclusions, est l'inexactitude des statistiques agricoles, mais nous devons cependant admettre qu'elles représentent l'allure générale de la récolte et qu'on peut en déduire si l'année a été bonne ou mauvaise.

(1) R. A. Fisher. — *Statistical methods for research workers*. 4e Ed. Edimburg, 1932, p. 174.

(2) R. A. Fisher. — *Loc. cit.*, p. 188.

Ce travail, qui est une étude préliminaire, n'a examiné qu'une période de treize années d'après guerre. Nous avons même dû réduire la période d'observation à onze années, pour examiner l'influence de la radiation totale, un nouvel actinomètre de Bellani n'ayant été mis en service à Gembloux qu'en 1921.

Ces réserves faites, continuons à exposer la méthode de calcul.

Une fois trouvée une corrélation significative r_{12} entre deux séries 1_1 et 2_2, dont les moyennes respectives sont M_1 et M_2 et les déviations standard σ_1 et σ_2, on peut établir l'*équation linéaire de régression :*

$$y - M_1 = r_{12} \frac{\sigma_1}{\sigma_2} (x - M_2)$$

où x représente la variable indépendante 2 et y la variable dépendante 1.

Si nous voulons examiner l'influence de deux facteurs 2 et 3 sur le facteur 1 nous opérons de même entre les séries 1 et 3, de manière à obtenir le coefficient de corrélation

$$r_{13} = \frac{\Sigma(d_1 \times d_3)}{n . \sigma_1 . \sigma_3} \pm 0{,}6745 \left[1 - \frac{r_{13}^2}{\sqrt{n}} \right] \qquad \text{où} \qquad \sigma_3 = \sqrt{\frac{\Sigma d_3^2}{n}}$$

et l'équation linéaire de régression :

$$y - M_1 = r_{13} \frac{\sigma_1}{\sigma_3} (x - M_3)$$

On calcule alors le coefficient de corrélation r_{23} entre les deux variables indépendantes ; il n'a aucune signification statistique, mais il est nécessaire pour la suite des opérations.

Le tableau I renseigne les rendements du froment d'hiver, de l'orge d'hiver et des betteraves sucrières depuis l'année agricole 1919-1920 jusqu'à l'année agricole 1931-32 inclusivement. A titre d'exemple, nous y avons indiqué la manière d'obtenir la déviation standard de ces trois séries, ainsi que la manière d'obtenir le coefficient de corrélation r entre le rendement du froment et celui de la betterave sucrière.

Nous avons ainsi obtenu trois coefficients de corrélation :

froment-orge :	$r_{FO} = + 0{,}126 \pm 0{,}184$
froment-betterave	$r_{FB} = - 0.196 \pm 0.180$
orge-betterave	$r_{OB} = + 0{,}194 \pm 0{,}180$

Ces coefficients n'ont aucune valeur statistique. Nous ne pouvons donc trouver une relation linéaire entre les rendements de ces cultures.

Le mode de calcul de l'équation linéaire de régression est suffisamment simple pour ne pas nécessiter d'exemple.

Une fois en possession des résultats relatifs aux séries 1. 2. 3., il est possible de calculer les *coefficients de corrélation partielle* qui ne sont autres que des corré-

TABLEAU I.

Années agricoles	Froment d'hiver				Orge d'hiver				Betteraves sucrières				Corrélation Froment-Betteraves sucrières	
	Rendement en Qx par Ha	Différence avec la moyenne		Carré des Écarts $d^2 F$	Rendement en Qx par Ha	Différence avec la moyenne		Carré des Écarts $d^2 O$	Rendement en Qx par Ha	Différence avec la moyenne		Carré de Écarts $d^2 B$	Produit des différences d F × d B	
		+ d F	— d F			+ d O	— d O			+ d B	— d B		—	+
1919-20	22.59		2.92	8.5264	26.61	2.10		4.4100	271.12		15.81	249.9561		46,1652
1920-21	28.37	2.86		8.1796	21.02		3.49	12.1801	251.99		34.94	1220,8036	99,9284	
1921-22	23.77		1.74	3.0276	19.59		4.92	24.2064	281.48		5.45	29,7025		9,4830
1922-23	26.04	0.53		0.2809	20.43		4.08	16.6464	281.05		5.88	34.5744	3,1164	
1923-24	25.74	0.23		0.0529	20.58		3.93	15.4449	306.72	19.79		391.6441		4,5517
1924-25	26.68	1.17		1.3689	20.15		4.36	19.0096	300.35	13.42		180,0964		15,7014
1925-26	24.29		1.22	1.4884	22.69		1.82	3.3324	262.84		24.09	580.3281		29.3898
1926-27	28.00	2.49		6.2001	28.96	3.55		12.6025	280.73		6.20	38,4400	15,4380	
1927-28	28.37	2.86		8.1796	31.07	5.66		32.0356	286.33		0.60	0,3600	1,7160	
1928-29	24.96		0.55	0.3025	25.88	1.37		1.8769	271.89		15.04	226,2016		8,2720
1929-30	21.66		3.85	13.8225	25.03	0.52		0.2704	328.81	41.88		1753,9344	161,2380	
1930-31	24.37		1.14	1.2996	27.06	2.55		6.5025	282.10		4.83	23,3289		5,5062
1931-32	26.79	1.28		1.6384	29.50	4.99		24.9001	324.73	37.80		1428,8400		48.3840
Σ	331.63			54.3674	318.57			173.4178	3730.14			6158,2101	— 281,4368	+ 167,4533
Moyenne	25.61				24.51				286.93					
Déviation standard σ	$\sigma_F = \sqrt{\frac{54.3674}{13}} = 2.04$				$\sigma_O = \sqrt{\frac{173.4178}{13}} = 3.65$				$\sigma_B = \sqrt{\frac{6158,2101}{13}} = 21.77$				$r_{FB} = \frac{-281,4368+167,4533}{13 \times 2,04 \times 21.77} = -0,196$	

lations entre deux variables, la troisième étant supposée constante. On démontre que :

$$r_{12-3} = \frac{r_{12} - r_{13}r_{23}}{\sqrt{(1 - r_{13}^2)(1 - r_{23}^2)}}$$

et $$\sigma_{1-23} = \sigma_1\sqrt{(1 - r_{12}^2)(1 - r_{13-2}^2)} = \sigma_1\sqrt{(1 - r_{13}^2)(1 - r_{12-3}^2)}$$

$$r_{13-2} = \frac{r_{13} - r_{12}r_{23}}{\sqrt{(1 - r_{12}^2)(1 - r_{23}^2)}}$$

et $$\sigma_{2-13} = \sigma_2\sqrt{(1 - r_{12}^2)(1 - r_{23-1}^2)} = \sigma_2\sqrt{(1 - r_{23}^2)(1 - r_{12-3}^2)}$$

$$r_{23-1} = \frac{r_{23} - r_{12}r_{13}}{\sqrt{(1 - r_{12}^2)(1 - r_{13}^2)}}$$

et $$\sigma_{3-12} = \sigma_3\sqrt{(1 - r_{13}^2)(1 - r_{23-1}^2)} = \sigma_3\sqrt{(1 - r_{23}^2)(1 - r_{13-2}^2)}$$

où les indices après le tiret représentent les variables supposées constantes.

On peut ainsi établir une *équation de régression partielle*

$$y - M_1 = b_{12-3}(x - M_2) + b_{13-2}(z - M_3)$$

où y représente la variable dépendante 1 dont la moyenne est M_1
x » » indépendante 2 » M_2
z » » indépendante 3 » M_3

b_{12-3} et b_{13-2} sont les *coefficients de régression partielle*, pour lesquels les variables 3 et 2 ont été respectivement supposées constantes.

Ces coefficients de régression partielle sont :

$$b_{12-3} = r_{12-3}\frac{\sigma_{1-23}}{\sigma_{2-13}}$$

$$b_{13-2} = r_{13-2}\frac{\sigma_{1-23}}{\sigma_{3-21}}$$

Si maintenant, nous examinons 4 séries : 1 — 2 — 3 — 4, nous pouvons déterminer comme ci-dessus les mêmes coefficients, déviations et équations en groupant par trois les séries : 1-2-3 ; 1-2-4 ; 1-3-4 ; 2-3-4.

Ayant déterminé les coefficients de corrélation partielle, nous calculons les coefficients de régression partielle, où l'action de deux variables est éliminée.

$$r_{12-34} = \frac{r_{12-3} - r_{14-3}r_{24-3}}{\sqrt{(1 - r_{14-3}^2)(1 - r_{24-3}^2)}} = \frac{r_{12-4} - r_{13-4}r_{23-4}}{\sqrt{(1 - r_{13-4}^2)(1 - r_{23-4}^2)}}$$

Par permutation des indices, on calcule facilement r_{13-24}, r_{14-23}, r_{23-14}, etc.

De même, nous déterminons les déviations standard, après élimination de l'influence d'un facteur :

$$\sigma_{1-234} = \sigma_1\sqrt{(1 - r_{12}^2)(1 - r_{13-2}^2)(1 - r_{14-23}^2)} = \sigma_1\sqrt{(1 - r_{14}^2)(1 - r_{13-4}^2)(1 - r_{12-34}^2)}$$

et σ_{2-134}, σ_{3-124}, σ_{4-123}

de même ; par permutation des indices, il est aisé d'établir leur calcul.

Nous avons alors calculé l'équation de régression partielle, où la valeur d'un terme de la série 1 est fonction de celles des séries 2-3-4

$$y - M_1 = b_{12-34}(x - M_2) + b_{13-24}(z - M_3) + b_{14-23}(v - M_4)$$

où

$$b_{12-34} = r_{12-34}\frac{\sigma_{1-234}}{\sigma_{2-134}}$$

$$b_{13-24} = r_{13-24}\frac{\sigma_{1-234}}{\sigma_{3-124}}$$

$$b_{14-23} = r_{14-23}\frac{\sigma_{1-234}}{\sigma_{4-123}}$$

D'autre part, nous avons eu recours, pour le rendement de l'orge notamment, à la méthode de correction de la tendance à l'amélioration, due à WALLEN (1). Cette méthode est nécessaire lorsque l'amélioration des méthodes culturales fait progresser les rendements des cultures. Cette méthode sera exposée au chap. III relatif à l'orge, où nous nous en sommes servis.

Les tableaux XXIV, XXV, XXVI et XXVII condensent les observations météorologiques qui ont servi à la recherche des corrélations entre les cultures qui nous intéressent et les facteurs du climat.

Pour les calculs établis à partir du nombre de cc^3 d'alcool distillés, sous l'action des radiations, à l'actinomètre Bellani, nous nous sommes servis du nombre corrigé au moyen de la table de correction fournie à la Station de chimie et de physique agricoles de Gembloux par l'Observatoire de Montsouris. Cette correction a pour but de rendre comparables des volumes égaux d'alcool, quelle que soit la masse du liquide qui subit la radiation. La table de correction est représentée par le tableau XXVIII.

En ce qui concerne les pluies, nous avons utilisé, outre les totaux mensuels, les totaux de périodes bimestrielles, trimestrielles, etc... pour éviter que des précipitations abondantes, se situant de part et d'autre de la fin ou du début du mois, ne voient leur action masquée par une limite arbitraire.

Nous avons opéré de même avec les températures moyennes et la radiation totale, mesurée en cc. Bellani.

Dans la suite de notre exposé, les indices 1, 2, 3, 4 et les lettres v, x, y, z se rapportent respectivement 1 et y à la culture envisagée, 2 et x au facteur précipitation ; 3 et z au facteur température ; 4 et v au facteur radiation.

(1) WALLEN. — *Sur la corrélation entre les récoltes et les variations de la température et de l'eau tombée en Suède.* Kungl. Svenska Vetens. Handl. Bd 57-8-1917.

§ II. Froment d'hiver.

De 1919-20 à 1931-32, le froment d'hiver a donné en Belgique un rendement moyen de 25,51 Qx. par hectare (voir tableau I)

La déviation standard σ_1 de cette série est 2,04.

En ce qui concerne les pluies, nous trouvons comme corrélation entre le rendement et les précipitations bimestrielles, exprimées en mm. de hauteur d'eau :

septembre + octobre	$r_{12} =$	$- 0{,}117 \pm 0{,}194$
octobre + novembre		$- 0{,}341 \pm 0{,}167$
novembre + décembre		$\mathbf{- 0{,}704 \pm 0{,}094}$ significatif $P < 0.02$
février + mars		$+ 0{,}354 \pm 0{,}164$
mars + avril		$- 0{,}312 \pm 0{,}168$
avril + mai		$- 0{,}586 \pm 0{,}123$
mai + juin		$- 0{,}194 + 0{,}179$
juin + juillet		$- 0{,}400 \pm 0{,}157$

Sauf pour février + mars, tous ces coefficients sont négatifs, ce qui semble indiquer qu'en Belgique, le froment souffre en général d'un excès d'humidité. Exception faite pour novembre-décembre où $r_{12} = - 0{,}704 \pm 0{,}094$, aucun coefficient n'est significatif. *L'époque critique est donc à l'entrée de l'hiver.*

Nous avons recherché si nous ne pouvions obtenir des corrélations plus élevées, en partant des précipitations mensuelles. Nous avons obtenu notamment :

novembre :	$r_{12} =$	$- 0{,}519 \pm 0{,}136$
décembre :	$r_{12} =$	$\mathbf{- 0{,}666 \pm 0{,}101}$ significatif $0{,}01 < P < 0.02$
nov. + déc. + janvier :	$r_{12} =$	$- 0{,}611 \pm 0{,}117$

C'est donc bien en novembre-décembre que le blé souffre d'un excès de pluies, donc bien peu de temps après les semailles.

Il est intéressant de noter que dans des régions à climat assez voisin du nôtre, des résultats du même ordre ont été obtenus.

Fisher (1) trouve que dans l'Est de l'Angleterre, il y a une corrélation négative $- 0{,}629 \pm 0{,}095$, significative, sur vingt années d'observation, entre le rendement du blé et les pluies d'automne.

Machali (2) remarque que l'époque critique de l'influence des pluies est maximum en septembre-octobre, donc peu avant le semis, dans les régions suivantes de France : Massif central, Haute-Marne et Gironde, Indre. Cette époque critique se situe en octobre-novembre.

(1) R. A. Fisher. — *Loc. cit.*, p. 172.

(2) M. Machali. — *Prévision du rendement du blé d'après les éléments météorologiques.* Thèse. Paris, Librairie des Sciences politiques et sociales, 1933.

Pour les températures, nous n'avons décelé qu'un seul coefficient de corrélation significatif :

$$r_{13} = + \mathbf{0,672} \pm \mathbf{0,099} \text{ significatif : } 0,01 < P < 0,02$$

relatif à la température moyenne du mois de juillet (1).

A cette époque donc, le rendement du froment est sensible à une forte température moyenne. Comme la récolte commence normalement vers le 25 juillet, il *appert qu'une forte chaleur pendant les quatre semaines qui précèdent la moisson a une influence favorable.*

D'après Damseaux (2), le froment s'accommode bien en Belgique d'un printemps humide et d'un mois de juin chaud et sec.

La méthode des corrélations statistiques, sur les 13 années d'observation qui font l'objet du calcul, est impuissante à faire ressortir cette relation entre le rendement et l'humidité du printemps.

Par contre, l'influence favorable de la chaleur en juin apparaît, mais l'époque critique se trouve décalée et se montre en juillet. Pour juin, nous n'obtenons en effet qu'un coefficient sans valeur.

Machali (3) trouve au contraire une corrélation négative entre la température moyenne de juin et le rendement du froment, pour la région d'Orléans (Eure et Loire, Indre et Loire, Sarthe, Mayenne) où, en effet. le froment a souvent à souffrir des chaleurs sèches de l'été.

On voit donc que le changement de signe du coefficient de corrélation rend nettement compte des différences entre les climats de l'Orléannais et de Belgique, dans leur rapport avec la culture des céréales.

Nous avons également opéré les mêmes calculs en nous basant sur la radiation totale mesurée en cc. d'alcool à l'actinomètre de Bellani et corrigée.

Les coefficients les plus remarquables sont :

période de mars à juillet inclus :	r_{14}	$= + 0,577 \pm 0,144$
de juin + juillet :		$= + 0,582 \pm 0,139$
de juillet :		$= + \mathbf{0,747} \pm \mathbf{0,093}$ significatif.

L'époque critique de l'action favorable de la radiation totale se situe donc en juillet, tout comme l'action favorable de la température.

Ce fait est assez logique, puisque la température est, dans une bonne mesure, fonction de la radiation totale. Il existe d'ailleurs une corrélation positive (sur 11 années) entre la température moyenne en degrés centigrades et le total actinométrique en cc. d'alcool.

$$r_{34} = + 0,604 \pm 0,131, \text{ presque significative : } 0,02 < P < 0,05$$

(1) Signalons également qu'aucun cœfficient de quelque valeur n'a pu être obtenu entre le rendement et le nombre de jours de gelée ou d'hiver, tant en hiver qu'au printemps.

(2) A. Damseaux. *Les plantes de grande culture*, 3e Ed. Namur, 1911, p. 19.

(3) M. Machali. — *Loc. cit.*

Nous avons donc :

$\sigma_1 = 2{,}04$ (2,02 sur 11 années d'observation).
$M_1 = 25{,}51$ Qx par ha. (25,66 sur 11 années d'observation)
$\sigma_2 = 53{,}0$ (sur 13 années d'observations)
$M_2 = 141.8$ mm. (138 mm. sur 11 années d'observation).
$\sigma_3 = 1.096$ (sur 13 années d'observation).
$M_3 = 17°6$ (17°75 sur 11 années d'observation).
$\sigma_4 = 219.8$ (sur 11 années d'observation).
$M_4 = 1242$ cc. Bellani (sur 11 années d'observation).

On obtient ainsi trois équations de régression linéaires (1)

(*a*) par rapport aux pluies de novembre-décembre ($\bar{a}$)

$$y = 29{,}352 - 0{,}0271\,x$$

(*b*) par rapport à la température moyenne de juillet ($\bar{b}$)

$$y = 4{,}57 + 1{,}19\,z$$

(*c*) par rapport à la radiation totale en juillet ($\bar{c}$)

$$y = 17{,}21 + 0{,}0068\,v$$

Les diagrammes 1, 2 et 3 reproduisent graphiquement ces équations.

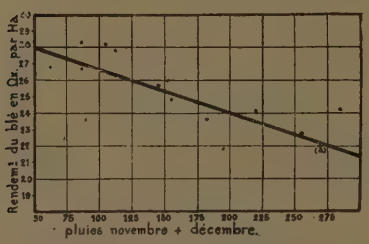


Diagramme 1. — Corrélation entre les rendements de froment et les pluies de novembre + décembre.

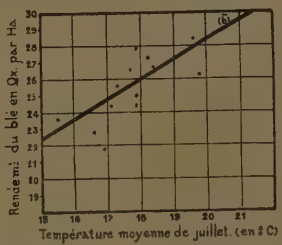


Diagramme 2. — Corrélation entre les rendements et la température moyenne de juillet.

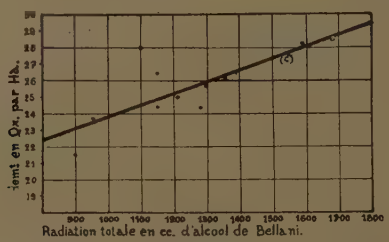


Diagramme 3. — Corrélation entre les rendements du froment et la radiation de juillet.

(1) Les cœfficients de corrélation entre les séries des variables indépendantes sont: $r_{23} = -0{,}200$; $r_{24} = -0{,}245$; $r_{34} = +0{,}604$.

TABLEAU II.

Comparaison des rendements en froment d'hiver, réels et calculés au moyen de l'équation linéaire de régression (a), *fonction des chutes de pluie de novembre + décembre.*

Années agricoles	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1919-20	22.59	22.50	0.09		0.0081	Moyenne réelle : 25.51 Qx Moyenne calculée 25.60Qx $\Delta = 0.09$Qx
1920-21	28.37	26.97	1.40		1.9600	
1921-22	23.77	26.91		3.14	9.8596	Déviation standard des écarts:
1922-23	26.04	25.20	0.84		0.7056	
1923-24	25.74	26.76		1.02	1.0404	$\sigma = \sqrt{\frac{30.4366}{13}} = 1.53$
1924-25	26.68	26.94		0.26	0.0676	
1925-26	24.29	23.36	0.93		0.8649	Dans 61.5 % des cas, l'écart $d \leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1926-27	28.00	26.16		1.84	3.3856	
1927-28	28.37	26.40	1.97		3.8809	» 69.0 » » $d \leqslant \sigma$
1928-29	24.96	25.14		0.18	0.0324	» 92,5 » » $d \leqslant 2\sigma$
1929-30	21.66	24.53		2.87	8.2369	
1930-31	24.37	24.52		0.15	0.0225	
1931-32	26.79	27.40		0.61	0.3721	
Σ	331.63	332.79			30.4366	

TABLEAU III.

Comparaison des rendements en froment, réels et calculés au moyen de l'équation de régression (b). *fonction de la température moyenne de juillet.*

Années agricoles	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1919-20	22.59	24.32		1.73	2.9929	Moyenne réelle : 25.51 Qx Moyenne calculée 25.53 Qx $\Delta = 0.02$Qx
1920-21	28.37	27.90	0.47		0.2209	
1921-22	23.77	22.66	1.11		1.2321	Déviation standard des écarts :
1922-23	26.04	27.30		1.26	1.5876	
1923-24	25.74	24.80	0.94		0.8836	$\sigma = \sqrt{\frac{28.9062}{13}} = 1.49$
1924-25	26.68	26.35	0.33		0.1086	
1925-26	24.29	25.74		1.45	2.1025	Dans 38.5 % des cas, l'écart est inférieur à $\frac{2}{3}\sigma$
1926-27	28.00	25.75	2.25		5.0625	
1927-28	28.37	26.35	2.02		4.0804	Dans 69.0 % des cas, l'écart est inférieur à σ.
1928-29	24.96	25.75		0.79	0.6241	
1929-30	21.66	24.56		2.90	8.4100	Dans 100 % des cas, l'écart est inférieur à 2σ
1930-31	24.37	24.80		0.43	0.1849	
1931-32	26.79	25.60	1.19		1.4161	
Σ	331.63	331.88			28.9062	

TABLEAU IV.

Comparaison des rendements en froment, réels et calculés au moyen de l'équation de régression (c_1, *fonction de la radiation totale du mois de juillet.*

Années agricoles	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1920-21	28.37	28.50		0.13	0.0169	Moyenne réelle : 25.66 Q. } $\Delta = 0.11$Qx
1921-22	23.77	23.79		0.02	0.0004	Moyenne calculée 25.55Q. }
1922-23	26.04	26.40		0.36	0.1296	Déviation standart des écarts :
1923-24	25.74	25.80		0.06	0.0036	$\sigma = \sqrt{\frac{19.6994}{13}} = 1.34$
1924-25	26.68	25.05	1.63		2.6569	
1925-26	24.29	25.94	1.65		2.7225	Dans 63 % des cas, l'écart est inférieur à $\frac{2}{3}\sigma$
1926-27	28.00	24.73		3.27	10.6929	
1927-28	28.37	27.92	0.45		0.2045	
1928-29	24.96	24.56	0.40		0.1600	Dans 91 % des cas, l'écart est inférieur à 2σ
1929-30	21.66	23.30		1.54	2.6896	
1930-31	24.37	25.02		0.65	0.4225	
Σ	282.25	281.01			19.6994	

Les tableaux II, III et IV établissent ces comparaisons : pour les équations (*a*) et (*b*), nous nous sommes servis de 13 résultats, alors que pour l'équation (*c*), nous ne pouvons faire état que de 11 années.

Quand la déviation standard des écarts (entre les résultats réels et calculés) est faible, c'est que la précision de l'équation est grande.

Les trois équations (*a*), (*b*) et (*c*) ne donnent pas satisfaction, l'écart maximum atteignant 3,14 Qx. pour (*a*), 2,90 Qx. pour (*b*) et 3,27 Qx pour (*c*), bien que cette dernière équation soit la plus précise, sa déviation standard des écarts étant la plus faible.

* * *

Nous avons calculé les coefficients de corrélation partielle avec une variable supposée constante. On trouve ainsi

$r_{12-3} = -\mathbf{0.785}$ significatif : $P < 0.01$ $\quad r_{12-4} = -\mathbf{0.806}$ significatif $P < 0.01$

$r_{13-2} = +\mathbf{0.762}$ idem $\quad r_{14-2} = +\mathbf{0.830}$ idem

$r_{23-1} = +0.518$ $\quad r_{24-1} = +0.593$

$r_{13-4} = +0.417$ $\quad r_{24-3} = -0.160$

$r_{14-3} = +0.624$ $\quad r_{23-4} = -0.066$

$r_{34-1} = +0.207$ $\quad r_{34-2} = +0.595$

En éliminant l'influence d'une variable, on voit les corrélations augmenter. Le coefficient prépondérant est relatif à la corrélation entre le rendement et

la radiation totale du mois de juillet, la hauteur des pluies de novembre+ décembre étant supposée constante : $r_{14-2} = + 0{,}830$.

On obtient également :

$\sigma_{1-23} = 0.93$	$\sigma_{1-24} = 0.80$	$\sigma_{1-34} = 1.17$	$\sigma_{2-34} = 41.09$
$\sigma_{2-13} = 25.85$	$\sigma_{2-14} = 26.11$	$\sigma_{3-14} = 0.88$	$\sigma_{3-24} = 0.96$
$\sigma_{3-12} = 0.77$	$\sigma_{4-12} = 126.60$	$\sigma_{4-13} = 142.87$	$\sigma_{4-23} = 171.44$

On peut alors établir trois *équations de régression partielle* qui permettent de calculer le rendement du blé, d'après la valeur de deux éléments climatologiques, considérés comme variables dépendantes.

(A) $$y = 11.80 - 0.022\ x + 0{,}952\ z$$

en fonction des pluies de novembre + décembre et de la température moyenne de juillet.

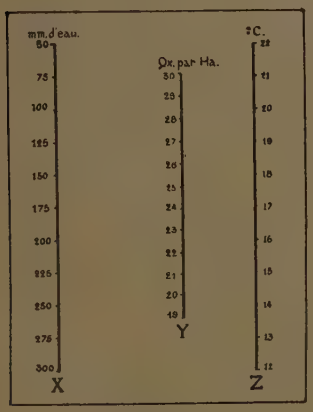
(B) $$y = 22{,}29 - 0.0264\ x + 0{,}0056\ v$$

en fonction des pluies de novembre-décembre et de la radiation totale de juillet.

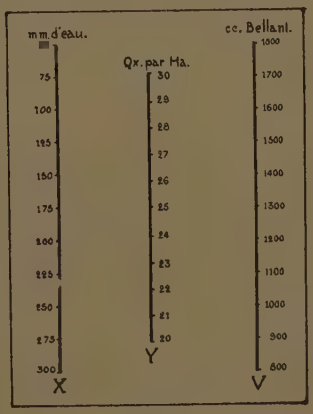
(C) $$y = 9{,}16 + 0.582\ z + 0.00497\ v$$

en fonction de la température moyenne de juillet et de la radiation totale de juillet.

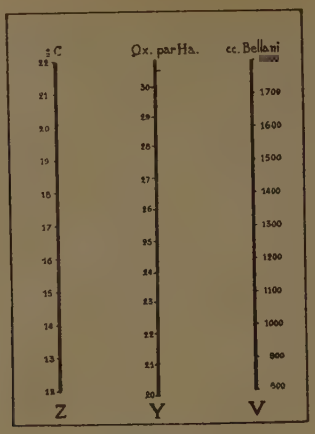
Les abaques à alignement n° I, II et III représentent graphiquement ces trois équations.



Abaque I
(Equation A)



Abaque II
(Equation B)



Abaque III
(Equation C)

TABLEAU V.

Comparaison des rendements du froment, réels et calculés au moyen de l'équation de régression partielle (A), *fonction des précipitations en novembre + décembre et de la température moyenne de juillet.*

Années agricoles	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1919-20	22.59	22.12	0.47		0.2209	Moyenne réelle : 25.51 Qx } $\Delta = 0.01 Q$.
1920-21	28.37	28.60		0.23	0.0529	Moyenne calc. : 25.52 Qx }
1921-22	23.77	24.37		0.60	0.3600	Déviation standard des écarts :
1922-23	26.04	27.74		1.70	2.8900	$\sigma = \sqrt{\frac{18.8512}{13}} = 1.07$
1923-24	25.74	25.18	0.56		0.3136	
1924-25	26.68	27.32		0.64	0.4096	
1925-26	24.29	23.96	0.33		0.1089	Dans 69 % des cas, l'écart $d \leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1926-27	28.00	26.25	1.75		3.0625	Dans 100 % — — $d \leqslant 2\sigma$
1927-28	28.37	26.90	1.47		2.1609	
1928-29	24.96	24.40	0.56		0.3136	
1929-30	21.66	23.86		2.20	4.8400	
1930-31	24.37	24.07	0.30		0.0900	
1931-32	26.79	26.96		0.17	0.0289	
Σ	331.63	331.73			14.8512	

TABLEAU VI.

Comparaison des rendements en froment, réels et calculés au moyen de l'équation de régression partielle (B), *fonction des précipitations de novembre + décembre et de la radiation totale de juillet.*

Années agricoles	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1920-21	28.37	29.27		0.90	0.8100	Moyenne réelle : 25.66 Qx } $\Delta = 0.04$ Q.
1921-22	23.77	25.37		1.57	2.6649	Moyenne calc. : 25.62 Qx }
1922-23	26.04	25.83	0.21		0.0441	Déviation standard des écarts :
1923-24	25.74	26.04		0.30	0.0900	
1924-25	26.68	26.42		0.26	0.0676	$\sigma = \sqrt{\frac{11.6868}{11}} = 1.03$
1925-26	24.29	23.69	0.60		0.3600	
1926-27	28.00	25.40	2.60		6.6600	Dans 73 % des cas, l'écart est $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1927-28	28.37	28.23	0.14		0.0196	
1928-29	24.96	25.10		0.14	0.0196	— 82 % — $\leqslant \sigma$
1929-30	21.66	22.54		0.88	0.7744	— 91 % — $\leqslant 2\sigma$
1930-31	24.37	23.95	0.42		0.1764	
Σ	282.25	281.81			11.6868	

TABLEAU VII.

Comparaison des rendements en froment, réels et calculés au moyen de l'équation de régression partielle (C) *fonction de la température moyenne de juillet et de la radiation totale au cours du même mois.*

Années agricoles	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1920-21	28.34	28.92		0.55	0.3025	Moyenne réelle : 25.66 Qx } $\Delta = 0.02$ Q.
1921-22	23.77	22.82	0.95		0.9025	Moyenne calc. : 25.68 Qx }
1922-23	26.04	27.00		0.96	0.9216	Déviation standard
1923-24	25.74	25.48	0.26		0.0676	
1924-25	26.68	25.58	1.10		1.2100	$\sigma = \sqrt{\frac{18.1075}{11}} = 1.29$
1925-26	24.29	25.88	1.58		2.4964	
1926-27	28.00	25.04	2.96		7.7616	Dans 45.5 % des cas, l'écart est $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1927-28	28.37	27.67	0.70		0.4900	
1928-29	24.96	25.56	0.60		0.3600	— 73 % — $\leqslant \sigma$
1929-30	21.66	23.43		1.77	3.1329	— 91 % — $< 2\sigma$
1930-31	24.37	25.05	0.68		0.4624	
Σ	282.25	282.77			18.1075	

Les tableaux V, VI et VII établissent la comparaison entre les rendements réels et les rendements calculés d'après chaque équation ci-dessus.

La plus grande précision est obtenue avec l'équation (B) où le rendement est calculé d'après les pluies tombées en novembre-décembre et la radiation totale en juillet.

La déviation standard des écarts entre rendements réels et calculés est la plus faible des trois $\sigma = 1{,}03$; mais l'écart maximum atteint 2,6 Qx. par Ha pour l'année 1926-27.

Le calcul opéré d'après l'équation (A), fonction des précipitations de l'entrée de l'hiver et la température moyenne de juillet, est moins précis : $\sigma = 1{,}07$, mais l'écart maximum est plus faible : 2,2 Qx. par Ha pour l'année 1929-30 ; le calcul donne encore 1,75 Qx. de différence pour l'année 1926-27.

L'équation (C) est la moins précise des trois, l'écart maximum, calculé d'après la température et la radiation totale de juillet, atteint 2,96 Qx. pour 1926-27, la déviation standard $\sigma = 1{,}29$.

Ces équations ne sont donc pas assez précises pour servir à la prévision, d'après les 3 éléments du climat utilisés, des rendements en froment d'hiver, avant que la récolte ne soit terminée.

* * *

Il nous faut donc avoir recours à d'autres corrélations partielles, où l'influence de deux variables indépendantes est éliminée.

$$r_{12-34} = -0.841 \qquad r_{14-23} = +0.732 \qquad r_{24-13} = +0.697$$
$$r_{13-24} = +0.614 \qquad r_{23-14} = +0.484 \qquad r_{34-12} = -0.120$$

On calcule de même les déviations standard :

$$\sigma_{1-234} = 0.629 \qquad \sigma_{3-124} = 0.765$$
$$\sigma_{2-134} = 20.09 \qquad \sigma_{4-123} = 107.15$$

Nous pouvons ainsi obtenir les trois coefficients de régression partielle :

$$b_{12-34} = r_{12-34} \times \frac{\sigma_{1-234}}{\sigma_{2-134}} = -0.0263$$

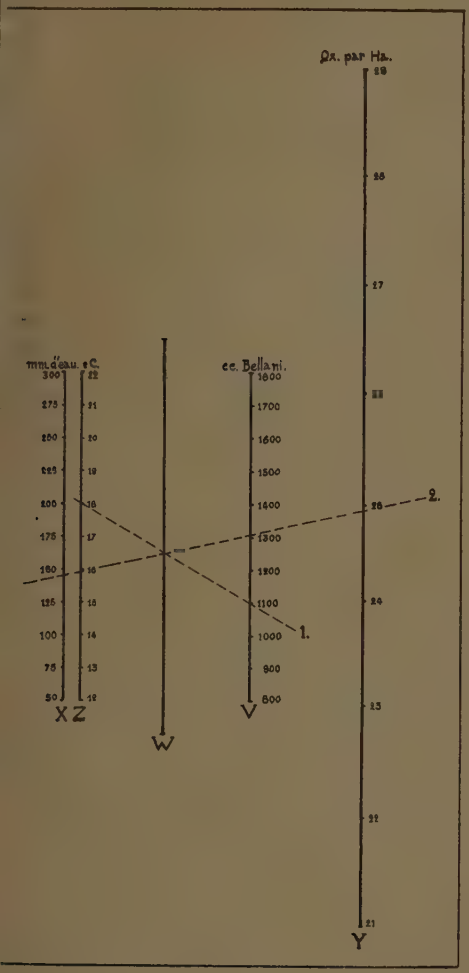
$$b_{13-24} = r_{13-24} \times \frac{\sigma_{1-234}}{\sigma_{3-124}} = +0.5045$$

$$b_{14-23} = r_{14-23} \times \frac{\sigma_{1-234}}{\sigma_{4-123}} = +0.0454$$

L'équation de régression (D), fonction des pluies de novembre + décembre, de la température moyenne de juillet et de la radiation totale de juillet, est

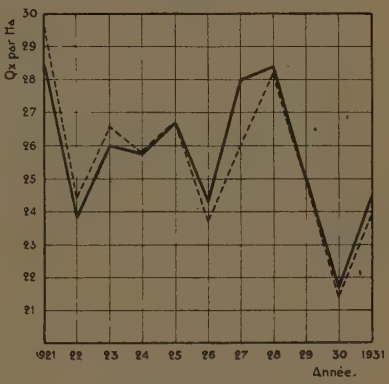
$$y - \bar{y} = b_{12-34}(x - \bar{x}) + b_{13-24}(z - \bar{z}) + b_{14-23}(v - \bar{v})$$

où les notations ont les mêmes représentations que dans les équations (A), (B) et (C), mais où les moyennes sont toutes celles se rapportant à onze observations, c'est-à-dire, sans les années agricoles 1919-20 et 1931-32.



Abaque IV (Équation D)

Diagramme 4



Rendements réels.

Rendements calculés à partir de l'équation D, fonction des 3 facteurs météorologiques.

Après introduction des paramètres, on obtient :

(D) $$y = 14{,}70 - 0{,}0263\,x + 0.5045\,z + 0.00454\,v$$

L'abaque à alignement IV permet d'effectuer rapidement le calcul du rendement.

En voici le mode d'emploi : connaissant la température moyenne de juillet (x) et la radiation totale corrigée (v) du même mois, on joint ces points situés sur les axes Z et V. La droite menée 1 coupe l'axe intermédiaire W. Par cette intersection et par le point correspondant aux précipitations de novembre + décembre sur l'axe X on fait passer une droite 2, qui donne directement le rendement.

TABLEAU VIII

Comparaison des rendements du froment, réels et calculés d'après l'équation de régression (D), *fonction de précipitations de novembre-décembre, de la température moyenne de juillet et de la radiation totale de juillet.*

Années agricoles	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2
	réels	calculés	— d	+ d	
1920-21	28.37	29.77		1.40	1.9600
1921-22	23.77	24.37		0.60	0.3600
1922-23	26.04	26.34		0.30	0.0900
1923-24	25.74	25.68	0.06		0.0036
1924-25	26.68	26.72		0.04	0.0016
1925-26	24.29	23.74	0.55		0.3025
1926-27	28.00	26.00	2.00		4.0000
1927-28	28.37	28.22	0.15		0.0225
1928-29	24.96	25.11	0.15		0.0225
1929-30	21.66	22.46		0.80	0.6400
1930-31	24.37	23.76	0.61		0.3721
Σ	282.25	282.17			7.7348

Moyenne réelle : 25,66 Qx
Moyenne calc. : 25.65 Qx
$\Delta = 0.01$ Q.

Déviation standard des écarts :

$$\sigma = \sqrt{\frac{7.7348}{11}} = 0.841$$

Dans 54,5 % des cas, l'écart est $\leqslant \pm \frac{2}{3}\sigma$
— 72.5 — $\leqslant \pm \sigma$
— 91.0 — $\leqslant \pm 2\sigma$

Le tableau VIII et le diagramme n° 4 établissent la comparaison entre les rendements réels et les rendements calculés d'après cette équation.

La précision est augmentée par rapport aux équations à deux variables indépendantes ($\sigma = 0{,}841$). Sauf en 1920-21 et en 1926-27 où les résultats calculés sont respectivement de 1,4 Qx par Ha trop élevés et de 2,0 Qx. par Ha trop faibles, l'écart n'atteint jamais un quintal.

Il semble donc bien que cette équation (D) puisse servir à prévoir le rendement moyen du froment pour la Belgique. Cependant, on ne peut lui faire entière confiance ; nous ne sommes pas absolument certains de l'exactitude rigoureuse des statistiques agricoles ; néanmoins, l'équation nous paraît suffisante pour se rendre compte de l'allure générale des résultats de la culture du froment d'hiver d'après trois facteurs météorologiques particulièrement susceptibles d'influencer la végétation de cette plante ; à savoir, les pluies de novembre-décembre, la température moyenne de juillet et la radiation totale au cours du même mois et qu'il existe, entre ces éléments et le rendement, des dépendances qui peuvent s'ajuster à une loi linéaire.

L'importance de ces trois facteurs est mise en évidence par le *coefficient de corrélation triple :*

$$R_{1-234} = \sqrt{1 - \frac{\sigma^2_{1-234}}{\sigma^2_1}} \pm \frac{1 - R_{1-234}}{\sqrt{n}} = \pm 0.951 \pm 0.019$$

qui exprime la dépendance de la variable 1 (le rendement) envers les trois variables climatologiques envisagées.

III. Orge d'hiver.

D'après A. Damseaux (1), cette céréale est particulièrement sensible aux froids secs. Elle souffre également des gelées tardives et des pluies persistantes au printemps ; en outre, de fortes chaleurs au moment de l'épiaison lui sont préjudiciables.

Nous avons essayé de faire ressortir ces observations générales.

En ce qui concerne les pluies, nous avons trouvé :

Corrélation rendement-pluies des mois de

septembre + octobre :	+ 0,142
octobre + novembre	+ 0,137
novembre + décembre	+ 0,183
décembre + janvier	— 0,047
février + mars	— 0,446
mars + avril	+ 0,478
avril + mai	+ 0,355
mai + juin	+ 0,092
juin + juillet	+ 0,299

Pas un seul de ces coefficients n'est significatif, pas plus que le coefficient maximum trouvé : corrélation rendement-pluies d'avril : $+ 0{,}492 \pm 0{,}142$

Nous n'avons pas trouvé de corrélation significative entre le rendement de l'orge et la température moyenne de l'hiver, entre le rendement et les températures moyennes de périodes bimensuelles, entre le rendement et les températures moyennes mensuelles.

Les deux coefficients les plus élevés sont sans valeur statistique :

corrélation rendement-température moyenne de novembre : $+ 0{,}458 \pm 0{,}148$.

décembre : $- 0{,}418 \pm 0{,}156$.

Entre le rendement et le nombre de jours de gelée de l'hiver et du printemps, il n'existe aucune corrélation, le coefficient maximum étant :

corrélation rendement — nombre de jours de gelée en avril : $- 0{,}448 \pm 0{,}149$.

Ce coefficient n'est pas significatif.

Nous n'avons pas obtenu de corrélation plus élevée entre le rendement et des fonctions exponentielles du nombre de jours de gelée ; par contre, il existe une corrélation négative entre le nombre de jours de gelée en avril et le logarithme vulgaire du rendement :

$$r = - 0{,}518 \pm 0{,}137$$

Ce coefficient n'est pas encore significatif.

(1) A. Damseaux. — *Loc. cit.*, p. 74.

L'équation linéaire de régression :

$$\log y = 1{,}42455 - 0{,}01165\,x$$

(où y représente le rendement de l'orge en Qx. par Ha et x représente le nombre de jours de gelée au mois d'avril) n'a aucune précision.

Le simple examen du diagramme n° 5, représentant graphiquement cette équation montre qu'on ne peut s'en servir pratiquement, l'erreur atteignant jusqu'à 6 Qx. par Ha Trois résultats réels seulement diffèrent de moins d'un quintal par rapport au rendement calculé.

De plus, il nous a également été impossible de trouver une corrélation de quelque valeur entre le rendement et le nombre de jours d'hiver des mois de de novembre, décembre, janvier, février, mars et avril. (On entend par jour d'hiver, le jour de 24 heures pendant lequel la température reste constamment en dessous du point de gelée 0°C.)

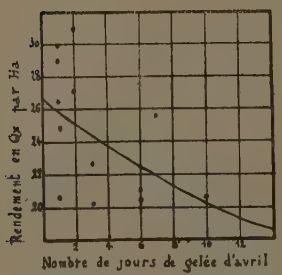


Diagramme 5. — Corrélation entre les rendements de l'orge et les gelées d'avril.

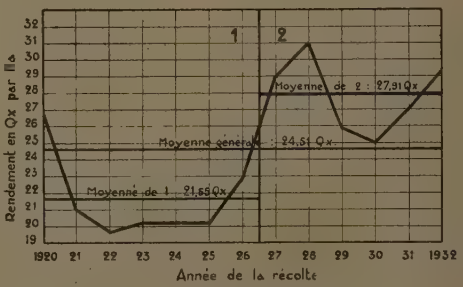


Diagramme 6.
Rendements de l'orge d'hiver.

Sans plus de succès, nous avons recherché l'existence de corrélation entre le rendement de l'orge et la radiation totale mesurée à l'actinomètre de Bellani.

Nous avons poursuivi nos recherches, en ayant recours à la méthode de WALLEN (1) pour corriger la tendance à l'amélioration du rendement, par suite des perfectionnements des modes de culture.

En effet, le diagramme n° 6 montre clairement l'ascension des rendements. De 1919-20 à 1925-26, tous les rendements, sauf un, sont inférieurs à la moyenne, alors que de 1926-27 à 1931-32, ils sont tous supérieurs. Les moyennes de ces deux périodes sont respectivement 21,55 Qx. et 27,91 Qx. par Ha, alors que la moyenne générale est 24,51 Qx.

(1) A. WALLEN. — *Loc. cit.*

TABLEAU IX.

CORRECTION DES RENDEMENTS DE L'ORGE PAR LA MÉTHODE WALLEN.

Année agricole	Rendement en Qx par Ha	Écart d_1 avec la moyenne	Écart d_2 dans le temps avec 3.6	Produits des écarts $d_1 \times d_2$		Carré des écarts d_1^2	Correction en Qx par ha	Rendement corrigé Qx par ha	Écarts des rendements corrigés avec la moyenne d_3	Carré des écarts après corrections d_3^2
				+	—					
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
1919-20	26.61	+ 2.10	+ 6	12.60		4.4100	+ 4.56	31.17	+ 6.66	44.3556
1920-21	21.02	— 3.49	+ 5		20.45	12.1801	+ 3.80	24.82	+ 0.31	0.0961
1921-22	19.59	— 4.92	+ 4		19.68	24.2064	+ 3.04	22.63	— 1.88	3.5344
1922-23	20.43	— 4.08	+ 3		12.24	16.6464	+ 2.28	22.71	— 1.80	3.2400
1923-24	20.58	— 3.93	+ 2		7.86	15.4449	+ 2.51	22.10	— 2.41	5.8081
1924-25	20.15	— 4.36	+ 1		4.36	19.0096	+ 0.76	20.91	— 3.60	12.9600
1925-26	22.69	— 1.82	0		—	3.3324	—	22.69	— 1.82	3.3324
1926-27	28.96	+ 3.55	— 1		3.55	12.6025	— 0.76	28.20	+ 3.69	13.0161
1927-28	31.07	+ 5.66	— 2		11.32	32.0356	— 1.52	29.55	+ 5.04	25.4016
1928-29	29.88	+ 1.37	— 3		4.11	1.8769	— 2.28	23.60	— 0.91	0.8281
1929-30	25.03	+ 0.52	— 4		2.08	0.2704	— 3.04	21.99	— 2.52	6.3504
1930.31	27.06	+ 2.55	— 5		12.75	6.5025	— 3.80	23.26	— 1.25	1.5625
1931-32	29.50	+ 4.99	— 6		29.94	24.9001	— 4.56	24.94	+ 0.43	0.1849
	moyenne =		moyenne =	Σ =	Σ =	Σ =		moyenne =		Σ =
	24.51		3,6	12.60	—128.34	173,4178		24.51		120,6703

Le tableau IX indique le mode opératoire. La colonne 1 reproduit le poids moyen récolté par hectare et la colonne 2, l'écart avec la moyenne en grandeur et en signe.

L'année 1925-26 formant le milieu de la série, nous portons, de part et d'autre, des écarts dans le temps égaux à 1 par année, affectés du signe + vers 1919-20 et du signe — vers 1931-32. La somme des chiffres de cette série, non affectés des signes + ou —, est égale à 42, et sa moyenne à 3,6 ; sa déviation standard est égale à $\sigma_2 = \sqrt{\frac{n^2 - 1}{12}} = 3.74$, où n est le nombre de termes de la série.

La colonne 6 reproduit le carré des écarts de 1 avec la moyenne 24,51 Qx. et $\sigma_1 = 3.65$.

La somme algébrique des produits des écarts $\Sigma(d_1 \times d_2)$ est égale à — 115,74 ; on calcule ensuite la corrélation r entre les séries 1 et 2

$$r_{12} = \frac{\Sigma(d_1 \times d_2)}{n \times \sigma_1 \times \sigma_2} = -0,777.$$

L'amélioration annuelle est :

$$b_1 = r \times \frac{\sigma_1}{\sigma_2} = 0.777 \times \frac{3.65}{3.74} = 0{,}76 \text{ Qx. par Ha.}$$

Pour corriger le rendement, il suffit de multiplier 0,76 par l'écart dans le temps (par rapport à l'année 1925-26) de la colonne 3 et on obtient la correction, que nous avons portée à la colonne 7. A la colonne 8 figurent les rendements corrigés, dont la moyenne reste évidemment identique à celle de la colonne 1. La colonne 9 se rapporte aux écarts d_3 des rendements corrigés avec la moyenne et la colonne 10 au carré d_3^2 de ces écarts.

La déviation standard de la série corrigée est $\sigma_3 = 3.2$

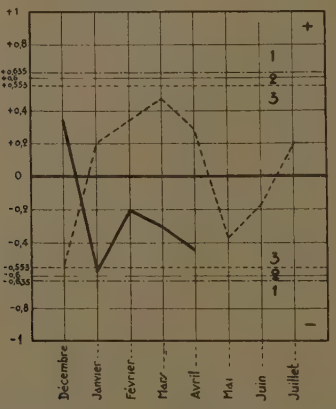
Nous avons alors recherché à nouveau l'existence de corrélations entre le rendement corrigé et les éléments météorologiquess, mais sans succès.

Pour les précipitations atmosphériques, les coefficients des plus élevés sont

mars + avril : + 0,494 ± 0,143.
novembre + décembre + janvier : + 0,300 ± 0,170.

Il n'a pas non plus été possible de trouver de corrélation significative entre le poids moyen de la récolte et la température moyenne, les coefficients les plus élevés sont :

décembre : — 0,530 ± 0,137
mars : + 0,474 ± 0,145
février + mars : + 0,428 ± 0,153



——— Corrélations entre le rendement de l'orge d'hiver et le nombre de jours de gelée.
------ Corrélations entre le rendement de l'orge d'hiver et la température moyenne.

1. Zone des corrélations significatives.
2. Zone des corrélations presque significatives.
3. Zone des corrélations non significatives.

Diagramme 7.

Aucun coefficient significatif n'est mis en évidence entre le rendement et le nombre de jours de gelée, les maximum étant :

décembre :	$+ 0.338 \pm 0.165$
janvier :	$- 0.565 \pm 0.127$
avril	$- 0.425 \pm 0.150$
mars + avril :	$- 0.407 \pm 0.156$
janvier + février :	$- 0.401 \pm 0.157$.

Les coefficients mensuels figurent au diagramme n° 7.

Aucun coefficient n'est significatif ; mais il y a présomption de corrélation, surtout qu'ici les coefficients semblent d'accord avec l'observation culturale, à savoir peu de résistance de l'orge d'hiver aux froids secs et aux gelées printanières. Nous n'avons pas eu plus de succès avec la radiation totale, les coefficients les plus élevés étant :

juillet :	$+ 0.348 \pm 0.165$
juin + juillet :	$+ 0.334 \pm 0.169$.

L'examen des répartitions du nombre de jours d'hiver ne donne aucune renseignement valable.

Le calcul statistique, sur 13 années d'observation, s'est montré ici incapable de faire ressortir aucune liaison linéaire entre le rendement de l'orge et les facteurs principaux du climat.

Cet échec est probablement attribuable à l'amélioration rapide des rendements, ainsi que le montre le diagramme n° 5, amélioration qui n'est pas en progression arithmétique.

Selon les renseignements, qui nous ont été communiqués par la station d'amélioration des plantes de Gembloux, cette amélioration coïnciderait avec la dispersion dans la grande culture d'une lignée (Professeur Damseaux, n° 125) découverte à Gembloux quelques années auparavant. Les faibles rendements constatés de 1921 à 1926 auraient été la conséquence de l'emploi de semences non adaptées au climat ou dégénérées.

Dans le cas de l'orge d'hiver, pour la période de 1920-1932, le facteur génétique empêche totalement la mise en évidence du facteur climatologique.

IV. Betteraves sucrières.

Dans la recherche des relations possibles entre les facteurs météorologiques et les rendements de la betterave sucrière, il est nécessaire d'envisager successivement : *a*) le poids de racines récoltées par hectare, *b*) le pourcentage de sucre et *c*) le poids de sucre par hectare.

A. *Rendement en poids de racines.*

De 1920 à 1932, le rendement moyen de la betterave sucrière a été en Belgique de 286,93 Quintaux par hectare (voir tableau I)

Le maximum s'est présenté en 1930, avec 328,81 Qx. ; le minimum : 251,99 Qx en 1921 ; soit un écart de 76,82 Qx.

Voici comment s'établissent les corrélations entre le rendement, d'une part, et les précipitations mensuelles, les températures moyennes et la radiation solaire mensuelle corrigée et exprimée en cc_3 d'alcool, d'autre part :

	Précipitations r_{12}	Température moyenne r_{13}	Radiation solaire r_{14}
mai	+ 0.017 ± 0.186	+ 0.040 ± 0.185	— 0.269 ± 0.173
juin	+ 0.370 ± 0.157	+ ***0.416*** ± 0.154	+ 0.334 ± 0.165
juillet	+ ***0.585*** ± 0.123	— 0.224 ± 0.177	— ***0.581*** ± 0.123
août	— 0.009 ± 0.277	+ 0.409 ± 0.155	— 0.049 ± 0.276
septembre	**+0.806** ± 0.065	— 0.142 ± 0.183	— 0.499 ± 0.140
octobre	+ 0.319 ± 0.168	— 0.206 ± 0.180	— 0.308 ± 0.169

Seul est significatif, le coefficient de corrélation pour les pluies de septembre ($P < 0.01$) ; sont presque significatifs, les coefficients pour les précipitations et la radiation solaire de juillet ($0.02 < P < 0.05$). Aucun coefficient n'a de valeur en ce qui concerne les températures moyennes.

Nous avons recherché si des périodes plus longues ne donneraient pas de meilleure relation. Nous indiquons ci-dessous les résultats les plus favorables par périodes bimestrielles, trimestrielles, etc.

	Précipitations r_{12}	Température moyenne r_{13}	Radiation solaire r_{14}
août-septembre	+ 0.470 ± 0.146		
septembre-octobre	+ 0.477 ± 0.144		— 0.599 ± 0.124
juillet-août-sept.	+ 0.614 ± 0.117	— 0.465 ± 0.147	
juillet à octobre	**+0.657 ± 0.107**		
mai à septembre	**+0.677 ± 0.100**		
mai à octobre	**+0.688 ± 0.094**		— 0.557 ± 0.130

Précipitations.

L'été très humide de 1930 correspondant à la récolte maximum et l'été très sec de 1921 correspondant à la récolte minimum, il apparaît de toute évidence qu'un excédent de précipitations amène un excédent de rendement en poids et qu'un déficit de précipitations provoque un déficit de rendement.

Cette observation préliminaire est confirmée par le signe positif qui affecte tous les coefficients de corrélation. Une seule exception se présente pour août ($r = — 0{,}009$).

Cette première constatation n'est pas générale pour tous les pays. FRANKENA (1) trouve pour la Hollande des coefficients négatifs sur 28 années d'observation. Cette dissemblance doit être attribuée à la différence de climat et de sol des deux pays, la betterave souffrant en Hollande d'un excédent de précipitations.

Le plus grand coefficient de corrélation est relatif aux précipitations de septembre, c'est-à-dire en fin de la végétation de la betterave.

En Hollande, FRANKENA trouve le meilleur coefficient pour la période 20 avril-20 mai. ($r = -0{,}66$)

Températures.

Aucun coefficient relatif aux températures moyennes n'est significatif. Ce fait indique que les différences de températures n'ont guère d'influence sur le tonnage de la récolte.

C'est donc la confirmation des observations et des expériences relatées par DAMSEAUX (2) : « Ainsi qu'il résulte d'un des plus beaux travaux de la Station agronomique de Gembloux, la quantité de substance organique produite est plus en rapport avec l'éclairement et la hauteur de pluie qu'avec la somme de chaleur livrée pendant la durée de la végétation ».

Les coefficients les plus élevés se rapportent aux mois de juin (+ 0,416) et août (+ 0,409) et à la période trimestrielle (juillet-septembre) (— 0,465).

Pour la Hollande, FRANKENA trouve + 0,60 en juillet, + 0,66 pour juin et juillet ; + 0,71 pour la période juin à août.

Radiation solaire.

A l'exception de mai ($r = + 0{,}334$), tous les coefficients sont négatifs ; une forte radiation solaire, en relation avec un déficit de précipitations, a pour conséquence une diminution du poids de la récolte betteravière.

Le rendement en poids varie en ordre principal selon la radiation solaire de juillet ($r = -0{,}581$). Ce coefficient n'est d'ailleurs pas significatif, pas plus que celui de septembre-octobre (— 0,599).

FRANKENA trouve, en Hollande, des coefficients constamment positifs, le maximum étant celui de juin-juillet (+ 0,74).

En ce qui concerne la pluviosité et la radiation solaire, il importe aussi de constater que les coefficients de corrélation augmentent d'une façon générale, au fur et à mesure qu'ils sont calculés sur une période de plus en plus longue. La betterave se révèle ainsi comme une plante totalisatrice, sans période nettement critique, de l'action de la pluie et de la radiation.

(1) J. FRANKENA — *Een statistisch onderzoek naar den invloed van het weer op de opbrengst en het gehalte van suikerbieten in Nederland.* Wageningen, mei 1932.

(2) DAMSEAUX — *Loc. cit*, p. 150.

Nous basant sur les précipitations de septembre, sur la température moyenne de juin et sur la radiation solaire de juillet nous avons calculé trois équations de régression linéaire :

(*a*) $y = 250{,}78 + 0{,}555\,x$ (x = total en mm. des précipitations de sept.)
(*b*) $y = 182{,}18 + 6{,}86\,z$ (z = température moyenne de juin, en degrés).
(*c*) $y = 355{,}00 - 0{,}056\,v$ (v = total de la radiation solaire corrigée de juillet, en cc. Bellani).

Les diagrammes 8, 9 et 10 reproduisent graphiquement ces équations. Les tableaux X, XI et XII permettent de comparer les rendements réels et les rendements calculés au moyen des équations (*a*), (*b*) et (*c*).

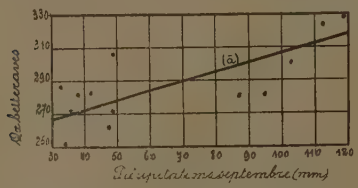


Diagramme 8. — Corrélation entre le poids de racines-betteraves et les pluies de septembre.

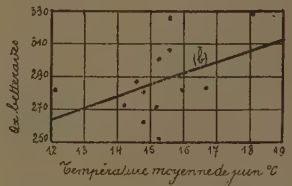


Diagramme 9. — Corrélation entre le poids de racines-betteraves et la température de juin.

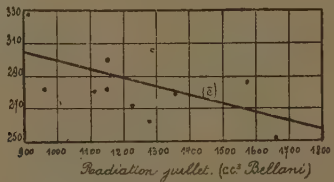


Diagramme 10. — Corrélation entre le poids de racines-betteraves et la radiation de juillet.

L'écart maximum atteint 35,9 Qx. (en 1921) pour l'équation (*b*), fonction de la température moyenne de juin ; 24,69 Qx. (1931) pour l'équation (*c*), fonction de la radiation solaire de juillet et 28,65 Qx (1924) pour l'équation (*a*), fonction des précipitations de septembre.

La déviation standard des écarts est la plus faible pour l'équation (*a*) (15,18); celle de l'équation (*c*) s'élève à 16,45 et celle de l'équation (*b*) à 20,58.

Nous avons ensuite calculé les coefficients de corrélation partielle, une variable étant supposée constante, et nous avons obtenu :

$r_{12-3} = +\,\mathbf{0.759}$ $\quad$ $r_{12-4} = +\,\mathbf{0.696}$
$r_{13-2} = +\,0.159$ $\quad$ $r_{14-2} = +\,0.159$
$r_{23-1} = +\,0.399$ $\quad$ $r_{24-1} = -\,\mathbf{0.668}$
$r_{13-4} = +\,0.177$ $\quad$ $r_{24-3} = -\,\mathbf{0.717}$
$r_{14-3} = -\,0.473$ $\quad$ $r_{23-4} = +\,0.230$
$r_{34-1} = -\,0.350$ $\quad$ $r_{34-2} = -\,0.175$

TABLEAU X.

Comparaison des rendements en poids de la betterave sucrière, réels et calculés en fonction des précipitations de septembre (équation linéaire de régression a).

Années	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1920	271.12	277.64	6.52		42.5104	Moyenne réelle : 286 Qx 93
1921	251.99	269.92	17.93		321.4849	» calculée : 286 Qx 83
1922	281.48	303.38	21.90		479.6100	Déviation standard des écarts :
1923	281.05	272.09		8.96	80.2816	$\sigma = \sqrt{\frac{2996.47}{13}} = 15.18$
1924	306.72	278.07		28.65	820.8225	
1925	300.35	308.10	7.85		61.6225	Dans 7,7 % des cas, l'écart d est $\leqslant \frac{1}{3}\sigma$
1926	262.84	277.13	14.29		204.2041	
1927	280.73	299.05	18.32		335.6224	— 38,5 % — $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1928	286.33	268.75		17.58	309.0564	
1929	271.89	270.53		1.36	1.8496	— 61.5 % — $\leqslant \sigma$
1930	328.81	316.87		11.94	142.5636	— 100.0 % — $\leqslant 2\sigma$
1931	282.10	274.02		8.08	65.2864	
1932	324.73	313.26		11.47	131.5609	
Σ	3730.14	3728.71			2996.4753	

TABLEAU XI

Comparaison des rendements en poids de la betterave sucrière, réels et calculés en fonction de la température moyenne de iuin (équation linéaire de régression b).

Années	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1920	271.12	286.52	15.40		237.1600	Moyenne réelle : 286.93
1921	251.99	287.89	35.90		1288.8100	» calculée : 286.90
1922	281.48	291.94	10.46		109.4116	Déviation standard des écarts :
1923	281.05	265.00		16.05	257.6025	$\sigma = 20.58$
1924	306.72	288.99		17.73	314.3529	
1925	300.35	286.93		13.42	180.0964	Dans 7.7 % des cas, l'écart d est $\leqslant \frac{1}{3}\sigma$
1926	262.84	284.05	21.21		229.8641	
1927	280.73	284.11	3.38		11.4244	— 38.5 — $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1928	286.33	282.34		3.88	15.9201	— 69,2 — $\leqslant \sigma$
1929	271.89	279.84	7.95		63.2025	— 100 — $\leqslant 2\sigma$
1930	328.81	306.20		22.61	511.2121	
1931	282.10	296.94	14.84		220.2256	
1932	324.73	288.99		35.74	1277.3476	
Σ	3730.14	3729.74			5506.6298	

TABLEAU XII

Comparaison des rendements en poids de la betterave sucrière, réels et calculés en fonction de la radiation solaire de juillet (équation linéaire de régression c).

Années	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1921	251.99	261.34	9.35		87.4225	Moyenne réelle : 284.93
1922	281.48	299.42	18.94		358.7236	» calculée : 284.94
1923	281.05	278.72		2.33	5.4289	Déviation standard des écarts :
1924	306.72	282.04		24.68	609.1024	$\sigma = 16.45$
1925	300.35	289.99		10.36	107.3296	Dans 9.1 % des cas, l'écart est $\leqslant \frac{1}{3}\sigma$
1926	262.84	282.49	19.65		386.1225	
1927	280.73	292.75	12.02		144.4804	— 27.3 — $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1928	286.33	266.23		20.10	404.0100	
1929	271.89	286.10	14.21		201.9241	— 54.5 — $\leqslant \sigma$
1930	328.81	304.12		24.69	609.5961	— 100 — $\leqslant 2\sigma$
1931	282.10	290.14	8.04		64.6416	
Σ	3134.29	3156.34			2978.7817	

Dans ces conditions, les coefficients significatifs sont relatifs aux corrélations entre le rendement et les précipitations de septembre (r_{12-3} et r_{12-4}) ; les coefficients entre les précipitations et l'insolation de juillet sont également significatifs, une forte insolation en juillet correspondant donc à des précipitations supérieures à la normale en septembre (1)

Les trois équations de régression partielle permettent de calculer le rendement en poids de la betterave :

(A) en fonction des précipitations de septembre x et de la température moyenne de juin z :

$$y = 223{,}77 + 0{,}552\,x + 1.783\,z$$

(B) en fonction des précipitations de septembre x et de la radiation solaire de juillet v :

$$y = 227{,}57 + 0.642\,x + 0.014\,v$$

(C) en fonction de la température moyenne de juin z et de la radiation solaire de juillet v :

$$y = 306.92 + 2{,}47\,z - 0.048\,v$$

Les tableaux XIII, XIV et XV permettent de comparer les rendements réels et les rendements calculés d'après ces équations.

(1) $r_{34} = -0.790$; $r_{23} = +0.518$; $r_{24} = -0.501$.

TABLEAU XIII

Comparaison des rendements en poids de la betterave sucrière, réels et calculés d'après l'équation de régression partielle A, *fonction des précipitations de septembre et de la température moyenne de juin.*

Années	Rendements en Qx		Écarts entre les Rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1920	271.12	277.59	6.47		41.8609	Moyenne réelle : 286.93
1921	251.99	270.29	18.30		151.8900	» calculée : 286.09
1922	281.48	304.63	23.15		535.9225	Déviation standard des écarts :
1923	281.05	266.54		14.51	210.5401	$\sigma = 15.30$
1924	306.72	278.69		28.03	785.6809	Dans 7.7 % des cas, l'écart est $\leqslant \frac{1}{3}\sigma$
1925	300.35	308.02	7.67		58.8289	
1926	262.84	276.47	13.63		185.7769	— 30,8 % — $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1927	280.73	298.29	17.56		308.3536	
1928	286.33	267.68		18.65	347.8225	— 53.8 % — $\leqslant \sigma$
1929	271.89	268.81		3.08	9.4864	— 100 % — $\leqslant 2\sigma$
1930	328.81	321.75		7.06	49.8436	
1931	282.10	266.73		15.37	236.2369	
1932	324.73	313.68		11.05	122.1025	
Σ	3730.14	3719.17			3044.3457	

TABLEAU XIV

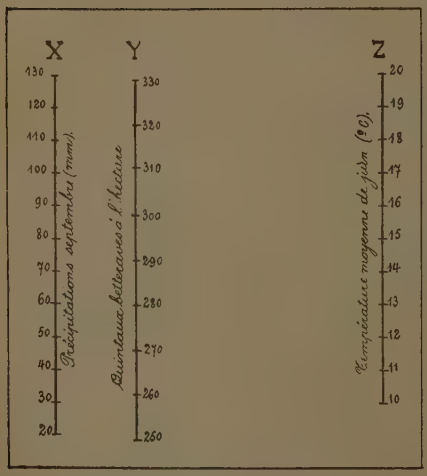
Comparaison des rendements en poids de la betterave sucrière, réels et calculés d'après l'équation de régression B, *fonction des précipitations de septembre et de la radiation de juillet.*

Années	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1921	251.99	272.97	20.98		440.1604	Moyenne réelle : 284.93
1922	281.48	301.98	20.50		420.2500	» calculée 284.68
1923	281.05	271.16		9.89	97.8121	Déviation standard des écarts :
1924	306.72	217.27		29.75	885.0625	$\sigma = 16.64$
1925	300.35	310.02	9.67		93.5089	Dans 9.1 % des cas, l'écart est $\leqslant \frac{1}{3}\sigma$
1926	262.84	276.07	13.23		175.0329	
1927	280.73	298.87	18.14		329.0596	— 27.3 — $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1928	286.33	270.41		15.92	253,4464	
1929	271.89	267.53		4.36	19.0096	— 63.6 — $\leqslant \sigma$
1930	328.81	314.66		14.15	200.2225	— 100 — $\leqslant 2\sigma$
1931	282.10	270.57		11.53	132,9409	
Σ	3134.29	3131.51			3046.5058	

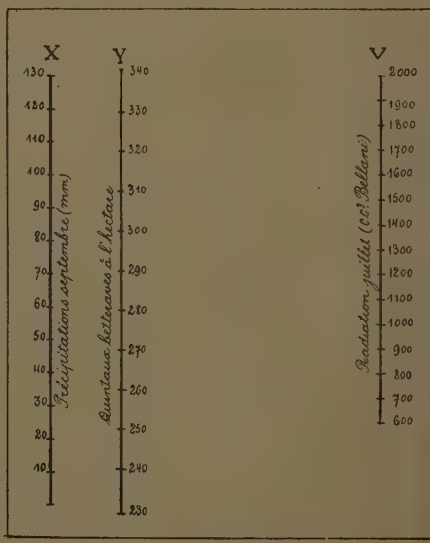
TABLEAU XV

Comparaison des rendements en poids de la betterave sucrière, réels et calculés d'après l'équation de régression C, *fonction de la température moyenne de juin et de la radiation solaire de juillet.*

Années	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1921	251.99	265.27	13.28		176.3584	Moyenne réelle : 284.93
1922	281.48	299.99	18.51		342.6201	» calculée : 284.41
1923	281.05	271.89		9.16	83.9056	Déviation standard des écarts :
1924	306.72	283.30		23.42	548,4964	$\sigma = 15{,}29$
1925	300.35	289.31		11.04	121,8816	Dans o % des cas l'écart est $\leqslant \frac{1}{3}\sigma$
1926	262.84	275.89	13.05		170,3025	
1927	280.73	290.64	9.91		89.2081	— 18.2 — $< \frac{2}{2}\sigma$
1928	286.33	267.43		18.90	357,2100	
1929	271.89	283.44	11.55		133,4025	— 63.6 — $< \sigma$
1930	328.81	308.27		20.54	421,8916	— 100.0 — $< 2\sigma$
1931	282.10	293.08	10.98		120,5604	
Σ	3134.29	3128.51			2574,8372	



Abaque V. (Equation A)



Abaque VI. (Equation B)

On constate que ces équations ne nous ont guère fait gagner en précision sur les équations de régression linéaire ; les déviations standard des séries étant respectivement 15,39 ; 16,64 et 15,29 ; les écarts maximum trouvés étant 28.03 Qx., 29,75 Qx. et 23,75, Qx. chaque fois pour l'année 1924.

Les abaques V et VI représentent les équations (A) et (B) et permettent de trouver directement les rendements présumés en fonction soit des précipitations de septembre et de la température moyenne de juin ; soit des précipitations de septembre et de la radiation de juillet.

Nous avons également calculé l'équation de régression (D), fonction des trois facteurs : précipitations de septembre, température moyenne de juin et insolation de juillet.

Les coefficients de corrélation partielle, l'influence de deux variables étant éliminée, sont :

$$r_{12-34} = + 0.678$$
$$r_{13-24} = + 0.021$$
$$r_{14-23} = + 0.157$$

Nous obtenons :

(D) $$y = 223{,}74 + 0{,}63\,x + 0{,}22\,z + 0{,}015\,v.$$

Cette équation, ainsi que le montre le tableau XVI, n'améliore pas encore suffisamment le calcul des rendements en poids de la betterave, la déviation standard de la série étant 16,31 et l'écart maximum s'élevant à 29,15 Qx pour l'année 1924.

TABLEAU XVI

Comparaison des rendements en poids de betterave sucrière, réels et calculés d'après l'équation de régression D, *fonction des précipitations de septembre, de la température moyenne de juin et de l'insolation de juillet.*

Années	Rendements en Qx		Écarts entre les rendements		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1921	251.99	273.77	21.78		474.3683	Moyenne réelle : 284.93
1922	281.48	301.50	20.02		400.8004	Moyennée calculée : 284.88
1923	281.05	270.88		10.17	103.4289	Déviation standard des écarts :
1924	306.72	277.57		29.15	849.7225	$\sigma = 16.31$
1925	300.35	309.32	8.97		80,4609	Dans 9.1 % des cas, l'écart est $\leqslant \frac{1}{3}\sigma$
1926	262.84	276.21	13.37		178,7569	
1927	280.73	298.38	17.65		311,5225	— 27.3 — $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1928	286.33	271.07		15.26	232,8676	
1929	271.89	267.63		4.26	18.1476	— 63.6 — $\leqslant \sigma$
1930	328.81	316.28		12.53	157.0009	— 100 — $\leqslant 2\sigma$
1931	282.10	271.07		11.03	121.6609	
Σ	3134.29	3133.68			2928.7375	

Les équations (*a*) et (*c*), fonction respectivement des précipitations de septembre et de l'insolation de juillet, pourront donc servir avec presqu'autant d'approximation que les équations de régression partielle (A), (B), (C) et (D).

B. *Teneur en sucre.*

Le rendement moyen en sucre des récoltes betteravières est, en Belgique, 16,8 % pour la période 1920-1932. Le maximum 18 % correspond aux années 1920 et 1921 ; le minimum 15,5 % à l'année 1932. L'écart absolu s'élève ains à 2,7 %.

Les coefficients de corrélation s'établissent comme suit :

	Précipitations r_{12}	Température moyenne r_{13}	Radiation solaire r_{14}
mai	+ 0.143	— 0.267	— 0.155
juin	— 0.263	— 0.207	— 0.276
juillet	— 0.418	+ 0.319	+ **0.673**
août	+ 0.080	— 0.217	+ 0.166
septembre	— **0.673**	— 0.208	+ 0.462
octobre	— 0.295	+ 0.212	+ 0.491
septembre-octobre	— 0.558	+ 0.018	+ **0.663**
août-septembre-oct.	— 0.526	— 0.072	+ 0.552
juillet à octobre	— **0.677**	— 0.071	+ 0.607
juin à octobre	— 0.606	+ 0.005	+ 0.587
mai à octobre	— 0.539	— 0.079	+ 0.487

Aucun coefficient concernant les températures moyennes n'est significatif. Le mois de septembre, pour les précipitations, et le mois de juillet, pour la radiation, possèdent le coefficient le plus élevé, correspondant ainsi aux coefficients trouvés pour le rendement en poids de la betterave. Ils sont, évidemment, affectés du signe négatif pour la pluviosité et positif pour l'insolation. Un excédent de pluies à la fin de la végétation abaisse la teneur en sucre ; un bon éclairement en juillet l'augmente.

Cette influence de l'éclairement est observée par Damseaux : (1) « L'intensité de l'éclairement pendant toute la durée de la végétation a une influence marquée sur la formation du sucre ; spécialement, on considère qu'un ciel clair en août et septembre, favorable au travail chlorophyllien, active l'élaboration des corps générateurs du sucre et en élève le quantum dans la souche ».

Damseaux indique donc août et septembre comme l'époque la plus favorable ; le calcul statistique la situe en juillet ; néanmoins, un coefficient, plus élevé que d'autres, mais sans être significatif, se trouve en octobre ($r = +$ 0,491). La période bimestrielle septembre-octobre ($r = +$ 0,663) a un coefficient significatif, ainsi que la période juillet à octobre ($r = +$ 0,677), mettant

(1) *Loc. cit.*, p. 150.

ainsi en évidence l'action favorable de l'éclairement pendant toute la végétation de la betterave.

Les coefficients les plus élevés trouvés, concernant l'insolation pour la Hollande, par FRANKENA se situent en octobre (+ 0,63) et en septembre + octobre (+ 0,63). La pluis agit en inverse : octobre (— 0.60), septembre + octobre (— 0,69).

En ce qui concerne la teneur en sucre, le climat des deux pays agit donc plus ou moins à la même époque, un léger décalage existant pour la pluviosité et l'époque critique de juillet n'apparaissant pas en Hollande.

Partant des précipitations de septembre et de la radiation solaire de juillet, nous avons calculé les deux équations linéaires de régression :

(*e*) fonction de la pluviosité de septembre (x en mm.)

$$y = 17{,}752 - 0{,}016\,x.$$

(*f*) fonction de l'insolation de juillet (v en cc³ Bellani corrigés)

$$y = 14{,}334 + 0{,}002\,v.$$

Les diagrammes 11 et 12 et les tableaux XVII et XVIII traduisent ces résultats et permettent de comparer les rendements réels et les rendements calculés au moyen de ces équations.

Les déviations standard sont respectivement : 0,66 et 0,52 ; les écarts maximum s'établissent à 1,3% et 1,1% et concernent l'année 1926.

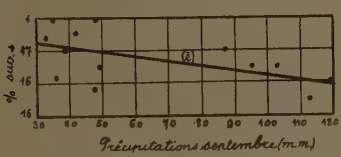


Diagramme 11. — Corrélation entre la teneur en sucre et les précipitations de septembre.

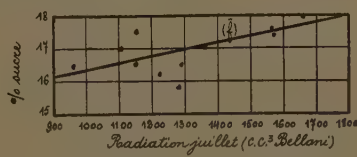


Diagramme 12. — Corrélation entre la teneur en sucre et la radiation de juillet.

L'équation de régression partielle (E), fonction des précipitations de septembre et de la radiation solaire de juillet, est calculée au moyen des coefficients de corrélation partielle :

$$r_{12-4} = -0{,}313$$
$$r_{14-2} = +0{,}313$$
$$r_{24-1} = -0{,}616$$

L'équation obtenue :

(E) $$y = 15{,}31 - 0{,}008\,x + 0{,}0016\,v,$$

n'a guère apporté d'amélioration dans le calcul des rendements, ainsi que le montre le tableau XIX, où l'écart maximum est 1,3%, en 1926, la déviation de la série étant 0,55.

TABLEAU XVII.

Comparaison des teneurs en sucre de la betterave sucrière, réelles et calculées d'après l'équation de régression (e), *fonction des pluies de septembre.*

Années	Teneurs en % de sucre		Ecarts entre les teneurs réelles et calculées		Carré des écarts d^2	
	réelles	calculées	— d	+ d		
1920	18.0	17.0		1.0	1.00	Moyenne réelle : 16.7
1921	18.0	17.2		0.8	0.64	» calculée 16.81
1922	16.5	16.2		0.3	0.09	Déviation standard des écarts $\sigma = 0.66$
1923	17.0	17.1	0.1		0.01	Dans 23,1 % des cas, l'écart est $\leqslant \frac{1}{3}\sigma$
1924	16.5	17.1	0.6		0.36	
1925	16.5	16.1		0.4	0.16	— 46.2 % — $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1926	15.8	17.1	1.3		1.69	— 77 % — $\leqslant \sigma$
1927	17.0	16.4		0.6	0.36	— 100 % — $\leqslant 2\sigma$
1928	17.4	17.2		0.2	0.04	
1929	16.2	17.2	1.0		1.00	
1930	16.0	15.9		0.1	0.01	
1931	17.5	17.1		0.4	0.16	
1932	15.5	16.0	0.5		0.25	
Σ	217.9	218.6			5.77	

TABLEAU XVIII.

Comparaison des teneurs en sucre de la betterave sucrière, réelles et calculées d'après l'équation de régression (f), *fonction de la radiatio de juillet.*

Années	Teneurs en % en sucre		Ecarts entre les teneurs réelles et calculées		Carré des écarts d^2	
	réelles	calculées	— d	+ d		
1921	18.0	17.7		0.3	0.09	Moyenne réelle : 16.8
1922	16.5	16.3		0.2	0.04	» calculée : 16.9
1923	17.0	17.0	0.0	0.0	0.00	Déviation standard des écarts :
1924	16.5	16.9	0.4		0.16	$\sigma = 0.52$
1925	16.5	16.6	0.1		0.01	Dans 18.2 % des cas, l'écart est $\leqslant \frac{1}{3}\sigma$
1926	15.8	16.9	1.1		1.21	
1927	17.0	16.5		0.5	0.25	— 45.5 % — $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1928	17.4	17.6	0.2		0.04	— 63.6 % — $\leqslant \sigma$
1929	16.2	16.8	0.6		0.36	— 91,0 % — $\leqslant 2\sigma$
1920	16.0	16.1	0.1		0.01	
1931	17.5	16.6		0.9	0.81	
Σ	184.4	185.0			2.98	

TABLEAU XIX.

Comparaison des teneurs en sucre de la betterave sucrière, réelles et calculées d'après l'équation de régression (E), *fonction des pluies de septembre et de la radiation de juillet.*

Années	Teneurs en % en sucre		Ecarts entre les teneurs réelles et calculées		Carré des écarts d^2
	réelles	calculées	— d	+ d	
1921	18.0	17.7		0.3	0.09
1922	16.5	16.1		0.4	0.16
1923	17.0	17.2	0.2		0.04
1924	16.5	17.0	0.5		0.25
1925	16.5	16.3		0.2	0.04
1926	15.8	17.1	1.3		1.69
1927	17.0	16.5		0.5	0.25
1928	17.4	17.6	0.2		0.04
1929	16.2	17.0	0.8		0.64
1930	16.0	15.8		0.2	0.04
1931	17.5	16.8		0.7	0.49
Σ	184.4	185.1			3.45

Moyenne réelle : 16.8
» calculée : 16.8
Déviation standard des écarts $\sigma = 0.55$
Dans o % des cas, l'écart est $< \frac{1}{3}\sigma$
— 45.5 — $< \frac{2}{3}\sigma$
— 90.9 — $< \sigma$
— 45.5 — $< 2\sigma$

C. *Rendement en poids de sucre par hectare.*

La moyenne de la quantité de sucre obtenue par hectare a été, en Belgique, 4793 kg. pour la période 1920-1932, 5270 kg. est la quantité maximum, récoltée en 1924 ; le minimum est 4152 kg. en 1926.

Le tableau ci-dessous renseigne les coefficients mensuels et les coefficients les plus importants pour les périodes bimestrielles, trimestrielles, etc.

	Précipitations r_{13}	Temp. moyenne r_{13}	Radiation solaire r_{14}
mai	+ 0.203	+ 0.278	— 0.166
juin	+ 0.155	+ 0.388	+ ***0.525***
juillet	+ 0.412	— 0.291	— 0.278
août	+ 0.109	+ 0.106	— 0.202
septembre	+ 0.397	— 0.099	— 0.261
octobre	+ 0.057	+ 0.103	— 0.213
avril-mai	+ 0.423		
mai-juin		+ 0.395	
septembre-octobre			— 0.326
avril-mai-juin	+ 0.456		
juillet-août-sept.		— 0.485	
août-septembre-oct.			— 0.343
avril-mai-juin-juill.	+ 0.487		
juin à septembre		+ 0.483	
juillet à octobre			— 0.326
mai à septembre	+ ***0.559***	+ 0.165	
avril à août			— 0.294
mai à octobre	+ 0.483	+ 0.047	— 0.226

Le coefficient le plus élevé concerne la radiation solaire de juin ($r = +0{,}525$) ; les coefficients relatifs à la pluviosité prennent des valeurs de plus en plus grandes au fur et à mesure que la période envisagée augmente en durée. Aucun coefficient n'est significatif.

Cependant, nous avons calculé, en fonction de la pluviosité de la période mai-septembre et de la radiation de juin, deux équations linéaires de régression :

(*g*) $y = 4193{,}4 + 1{,}766\,x$ (x = mm. de précipitations mai à septembre)
(*h*) $y = 3440{,}48 + 1.0521\,v$ (v = cc³ corrigés Bellani en juin).

Les tableaux XX et XXI et les diagrammes 13 et 14 donnent la comparaison entre les rendements réels et les rendements calculés à partir de ces équations.

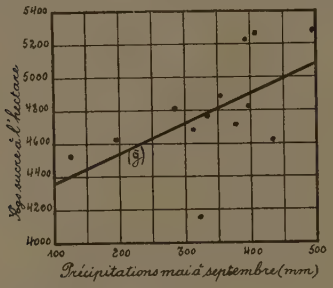


Diagramme 13. — Corrélation entre le poids du sucre et les précipitations (mai à septembre).

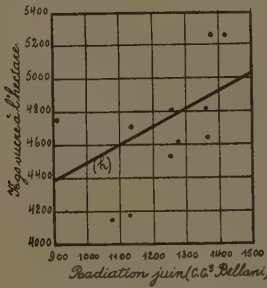


Diagramme 14. — Corrélation entre le poids du sucre et la radiation de juin.

TABLEAU XX.

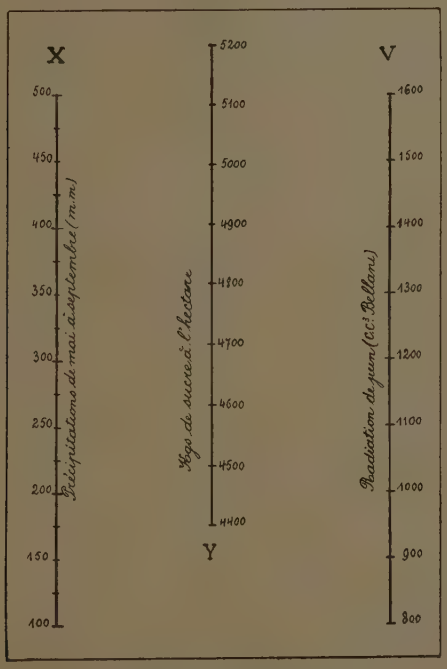
Comparaison des rendements en sucre à l'hectare, réels et calculés à partir de l'équation de régression (g), *fonction des précipitations de mai à septembre.*

Années	Poids de sucre à l'hectare en Kg.		Ecarts entre ces poids		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1920	4880	4818.0		62.0	3844,00	Moyenne réelle : 4793.0
1921	4536	4412.7		123.3	15202,89	» calculée 4795.9
1922	4644	4746.5	102.5		10506,25	Déviation standard des écarts $\sigma = 254$
1923	4778	4785.9	7.9		62.41	Dans 30,8 % des cas, l'écart est $\leqslant \frac{1}{3}\sigma$
1924	5270	4914.8		355.2	126.167,04	
1925	4620	4961.4	341.4		116.553,96	— 61.5 % — $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1926	4152	4759.4	607.4		368.934,76	— 70 % — $\leqslant \sigma$
1927	4709	4856.7	147.7		21.815,29	— 92.3 % — $\leqslant 2\sigma$
1928	4802	4696.2		105.8	11.193,64	
1929	4623	4540.8		82.2	6.756,84	
1930	5270	5068.3		201.7	40.682,89	
1931	4812	4896.6	84.6		7.157,16	
1932	5222	4889.2		333.8	111.422,44	
Σ	62318	62346.5			840.299,57	

TABLEAU XXI.

Comparaison des rendements en sucre à l'hectare, réels et calculés à partir de l'équation de régression (h), *fonction de l'insolation de juin.*

Années	Poids de sucre à l'hectare en Kg.		Ecarts entre ces poids		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1921	4536	4759	223		49729	Moyenne réelle : 4737
1922	4644	4877	233		54289	» calculée : 4737.3
1923	4778	4398		380	144400	Déviation standard des écarts $\sigma = 269$.
1924	5270	4888		382	145924	Dans 36.3 %, des cas, l'écart est $\leqslant \frac{1}{3}\sigma$
1925	4620	4783	163		26569	
1926	4152	4571	419		175561	
1927	4709	4628		81	6561	— 45.5 — $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1928	4802	4775		27	729	— 63.6 — $\leqslant \sigma$
1929	4623	4628	5		25	— 100 — $\leqslant 2\sigma$
1930	5270	4938		332	110224	
1931	4812	4866	54		2862	
Σ	52216	52111			796.773	



Abaques VII (Equation G)

Les déviations standard des séries s'élèvent à 254 et 269 ; les écarts maximum sont 419 kg. et 607 kg. chaque fois pour l'année 1926, année de rendements bas, aussi bien en poids de racines qu'en pourcentage de sucre.

L'équation de régression partielle (G) a été calculée, au moyen des coefficients de corrélation partielle :

$$r_{12-4} = + 0.311$$
$$r_{14-2} = + 0.220$$
$$r_{24-1} = + 0.592.$$

(G) $$y = 3691 + 1{,}19\,x + 0{,}52\,v.$$

Cette équation, basée sur des coefficients non significatifs, n'a pas une valeur d'utilisation aussi satisfaisante que celles qui se rapportent au poids de racines et à la teneur en sucre.

Le tableau XXII montre une amélioration dans la déviation standard qui n'est plus que 234 ; l'écart maximum s'élève cependant à 479 kg., toujours pour l'année 1926. L'abaque VII permet de prévoir les rendements en sucre par hectare, d'après l'équation (G) fonction de précipitations de mai à septembre et de la radiation de juin.

TABLEAU XXII.

Comparaison des rendements en sucre à l'hectare, réels et calculés au moyen de l'équation de régression partielle (G), *fonction des précipitations mai à septembre et de l'insolation de juin.*

Années	Poids de sucre à l'hectare en Kg.		Ecarts entre ces poids		Carré des écarts d^2	
	réels	calculés	— d	+ d		
1921	4536	4491		45	2025	Moyenne réelle : 4747
1922	4644	4774	130		16900	— calculée : 4730
1923	4778	4588		220	48400	Déviation standard des écarts $\sigma = 234$
1924	5270	4892		378	142884	Dans 27,3 % des cas, l'écart est $\leqslant \frac{1}{3}\sigma$
1925	4620	4872	252		63504	
1926	4152	4631	479		181541	— 45,5 — $\leqslant \frac{2}{3}\sigma$
1927	4709	4725	16		256	
1928	4802	4689	267		71289	— 54,6 — $\leqslant \sigma$
1929	4623	4509		114	12996	— 90,9 — $\leqslant 2\sigma$
1930	5270	5021		249	62001	
1931	4812	4869	57		3249	
Σ	52216	52031			605045	

D. Conclusion.

Les différences, que décèle la comparaison avec les rendements réels, doivent être attribuées probablement à l'incertitude qui pèse sur les statistiques agricoles.

Les corrélations trouvées mettent néanmoins parfaitement en lumière les périodes intéressantes pour l'action des divers éléments du climat sur la végétation de la betterave.

Dès le 1er août, en fonction de la radiation solaire, et à la fin de septembre en fonction des précipitations, il est possible au moyen des équations présentées ci-dessus, d'avoir une appréciation suffisante de l'importance de la récolte et de la quantité de sucre, que l'industrie peut en tirer.

Les diagrammes (pour les équations de régression fonctions d'une seule variable) et les abaques (pour les équations fonctions de plusieurs variables) permettent de trouver immédiatement par voie graphique les rendements désirés.

V. Application des équations de corrélation aux rendements de l'année 1933.

Ultérieurement à la rédaction de notre travail, les statistiques agricoles de l'année 1933 ont été publiées en annexe au Rapport de la Commission de l'Agriculture du Sénat de Belgique, chargée d'examiner le Projet de loi contenant le budget du Ministère de l'Agriculture pour l'exercice 1934 (1).

Nous avons ainsi l'occasion de mettre à l'essai les équations de régression, en calculant les rendements du froment d'hiver et de la betterave sucrière à partir des facteurs météorologiques de 1933 et en comparant les résultats obtenus avec les données de la statistique.

Le tableau XXIII relate ces comparaisons.

Froment d'hiver

Toutes les équations permettaient d'évaluer le rendement de 1933, avec une approximation de 3 à 6 %.

Ce sont les équations où interviennent les pluies de novembre + décembre qui sont les plus précises (approximation 3 %), mais celle où la récolte est calculée en fonction des trois facteurs climatériques envisagés est moins exacte (approximation 4 %). Le résultat le moins exact est obtenu en fonction de la radiation de juillet (approximation 6 %).

Betterave sucrière.

Les meilleurs approximations sont obtenues à partir des équations où intervient le facteur pluviosité, auquel correspond d'ailleurs le meilleur coefficient de corrélation.

Signalons notamment la faible différence obtenue pour le rendement en sucre à partir de l'équation (*g*).

Les rendements de la betterave sucrière pouvaient donc être prévus, pour 1933, avec une erreur de 4 à 6 % pour les rendements en racines, de 2 à 4 % pour la teneur en sucre, de 0,3 à 5 % pour le rendement en sucre.

(1) Sénat de Belgique. — N° 47. — Réunion du 20 février 1935, 40 pages.

TABEEAU XXIII. — Comparaison des rendements de la statistique agricole de 1933 avec les rendements calculés à partir des équations de régression.

Équations	Rendements calculés	Rendements de la statistique agricole	Différences	Rapport $\frac{\text{Rend. réel}}{\text{Rend. calculé}}$
FROMENT D'HIVER.				
(*a*) en fonction des pluies nov. + déc. (45,7 mm.)	28,11 Qx.	27,21 Qx.	+ 0,90 Qx.	97 %
(*b*) » de la temp. juillet (18°3)	26,34	27.21	— 0.87	103
(*c*) » de la radiation juillet (1259,7 cc.)	25.78	27.21	— 1.43	106
(A) » des pluies nov.+déc. et temp. juillet	28.22	27.21	+ 1.01	97
(B) » pluies nov.+déc. et radiation juillet	28.13	27.21	+ 0.92	97
(C) » temp. juillet et radiation juillet	26.07	27.21	— 1.14	104
(D) » des 3 facteurs météorologiques	28.45	27.21	+ 1.24	96
BETTERAVE SUCRIÈRE. *Rendement en poids de racines* :				
(*a*) en fonction des pluies de septembre (68,6 mm.)	288.85 Qx.	301.82 Qx.	— 12.98 Qx.	104
(*b*) » de la temp. juin (15°25)	286.79	301.82	— 15.03	104
(*c*) » de la radiation de juillet (1259.7 cc)	283.95	301.82	— 17.87	106
(A) » des pluies sept. et temp. juin	288.83	301.82	— 12.99	104
(B) » des pluies sept. et radiation juillet	289.25	301.82	— 12.57	104
(C) » de la temp. juin et radiation juillet	284.12	301.82	— 17.70	106
(D) » des 3 facteurs météorologiques	289.21	301.82	— 12.61	104
% *de sucre*				
(*e*) » des pluies de septembre	16.6 %	16.2 %	+ 0.4 %	98
(*f*) » de la radiation de juillet	16.8	16.2	+ 0.6	96
(E) » des pluies sept. et radiation juillet	16.8	16.2	+ 0.6	96
Rendement en Sucre				
(*g*) » des pluies de mai à sept. (384,6 mm.)	4873 kg.	4889 kg.	— 16 kg.	100,3
(*b*) » de la radiation de juin (1141,7 cc.)	4642	4889	— 247	105
(G) » des pluies mai à sept. et radiation juin	4742	4889	— 147	103

TABLEAU XXIV. — Précipitations en mm. — Station de Physique et de Chimie agricoles à Gembloux.

Années agricoles	Mois													
	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre
1919-20	81.0	47.5	100.5	152.5	117.0	24.9	18.4	125.3	86.2	57.2	111.8	50.1	48.4	15.5
1920-21	48.4	15.5	28.2	59.7	68.8	90.0	26.0	45.7	31.8	20.3	1.0	36.6	34.5	12.2
1921-22	34.5	12.2	46.8	43.1	72.1	65.9	47.4	70.4	7.7	37.8	90.1	82.8	94.8	57.4
1922-23	94.8	57.4	86.1	66.9	49.5	63.3	33.2	19.9	139.7	52.5	56.6	48.3	38.4	175.7
1923-24	38.4	175.7	62.9	69.2	42.5	23.0	24.1	65.8	83.0	48.4	91.0	136.9	49.2	94.3
1924-25	49.2	94.3	40.3	48.5	117.7	52.8	48.5	51.0	66.4	62.3	93.7	110.2	103.3	70.1
1925-26	103.3	70.1	100.4	120.5	53.3	58.8	28.6	31.1	104.4	52.2	106.9	83.4	47.5	161.8
1926-27	47.5	161.8	76.5	41.2	59.0	47.6	42.5	51.5	25.8	87.5	65.5	109.8	87.0	28.2
1927-28	87.0	28.2	47.1	61.9	66.8	60.0	25.9	74.9	53.7	77.1	41.8	79.7	32.4	112.5
1928-29	32.4	112.5	91.2	64.9	15.9	10.5	6.6	67.5	12.5	55.8	57.4	35.4	35.6	127.3
1929-30	35.6	127.3	73.7	107.8	42.2	19.7	41.8	58.2	111.1	45.8	140.6	78.2	119.1	79.9
1930-31	119.1	79.9	145.9	35.5	113.8	58.4	17.6	92.1	63.4	39.2	74.3	179.4	41.9	53.0
1931-32	41.9	53.0	43.0	29.0	36.5	9.5	41.0	77.2	50.7	76.1	114.0	40.6	112.6	161.6
Moyenne	62.5	79.6	72.5	69.3	65.8	45.0	30.7	63.9	64.3	54.8	80.4	82.4	65.0	84.6

TABLEAU XXV. Températures moyennes mensuelles — Station de Chimie et de Physique agricoles à Gembloux.

Années	Mois											
	Novembre	Décembre	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre
1919-20	2.4	4.5	4.1	6.2	7.7	9.2	13.3	15.2	16.6	17.8	13.5	9.8
1920-21	4.0	2.3	5.9	3.4	7.2	8.8	13.8	15.4	19.6	17.5	15.2	14.2
1921-22	1.8	2.9	1.2	2.3	4.3	6.1	14.3	16.3	15.2	15.3	12.7	6.2
1922-23	4.1	4.4	3.0	4.9	9.3	8.9	11.2	12.1	19.7	16.9	14.3	11.7
1923-24	3.4	1.8	1.5	0.8	4.4	7.5	14.2	15.5	17.0	14.7	14.5	11.1
1924-25	5.7	3.9	4.3	4.9	3.0	8.6	14.0	15.2	18.3	16.8	12.1	10.2
1925-26	2.6	2.3	3.0	7.5	5.9	10.1	10.9	14.9	17.8	16.9	16.1	9.0
1926-27	7.1	1.2	3.8	3.2	7.4	8.7	12.0	14.9	17.8	17.0	14.4	10.3
1927-28	3.9	— 0.8	3.9	5.2	5.8	8.5	10.8	14.6	18.3	17.2	13.0	10.2
1928-29	7.0	2.3	— 1.7	— 4.2	4.9	5.9	13.5	14.2	17.8	17.5	17.2	10.2
1929-30	6.6	5.8	5.5	1.8	6.3	9.6	12.0	18.1	16.8	17.1	14.3	10.7
1930-31	7.3	2.6	2.6	0.7	3.7	7.6	14.6	16.7	17.0	15.4	11.4	9.0
1931-32	7.3	2.3	4.3	— 0.1	3.7	7.6	14.1	15.6	17.5	20.3	15.8	9.9
Moyennes	4.9	2.7	3.2	2.8	5.7	8.2	13.0	15.3	17.6	17.0	14.2	10.2

TABLEAU XXVI.

Années agricoles	Nombre de jours de gelée. Mois							Nombre de jour d'hiver. Mois			
	Novembre	Décembre	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Novembre	Décembre	Janvier	Février
1919-20	13	6	7	4	5	1		1		3	
1920-21	27	16	5	16	2	6			6		
1921-22	23	11	20	16	15	6	1	1	3		
1922-23	8	5	13	7	3	1				2	5
1923-24	13	15	17	17	19	11		3	1	4	
1924-25	10	9	11	5	17	3			2		
1925-26	19	17	12	2	8	3	1	3	4	4	
1926-27	3	18	6	15	4	1	5		5		
1927-28	6	24	7	8	14	2			7	1	
1928-29	2	14	28	24	20	7	1			12	12
1929-30	1	5	4	18	7	1			1		
1930-31	6	14	10	17	23	2			1	1	1
1931-32	5	18	12	22	20	1			4		2
Σ	141	172	152	171	157	45	8	8	34	27	24
Moyenne	10.8	13.4	11.7	13.0	12.0	3.5	0.6	0.6	2.6	2.0	1.7

TABLEAU XXVIII. Table de correction utilisée pour l'actinomètre Bellani

Volume (cc^3)		Volume (cc^3)	
lu	corrigé	lu	corrigé
0.0	0.0	12.4	12.9
0.4	0.3	12.8	13.4
0.8	0.6	13.2	13.8
1.2	0.9	13.6	14.5
1.6	1.3	14.0	15.0
2.0	1.6	14.4	15.6
2.4	2.0	14.8	16.2
2.8	2.3	15.2	16.8
3.2	2.7	15.6	17.4
3.6	3.1	16.0	18.0
4.0	3.4	16.4	18.7
4.4	3.8	16.8	19.5
4.8	4.2	17.2	20.3
5.2	4.6	17.6	21.1
5.6	5.0	18.0	22.0
6.0	5.4	18.4	23.0
6.4	5.8	18.8	24.1
6.8	6.2	19.2	25.3
7.2	6.7	19.6	26.6
7.6	7.1	20.0	28.0
8.0	7.6	20.4	29.4
8.4	8.0	20.8	30.8
8.8	8.5	21.2	32.2
9.2	8.9	21.6	33.7
9.6	9.4	22.0	35.2
10.0	9.9	22.4	36.7
10.4	10.3	22.8	38.3
10.8	10.8	23.2	40.0
11.2	11.3	23.6	42.0
11.6	11.8	24.0	44.0
12.0	12.6		

TABLEAU XXVII.

Radiation totale (corrigée) en cc. d'alcool à l'actinomètre de Bellani.
Station de Chimie et de Physique agricoles à Gembloux.

Années agricoles	Mois							
	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre
1920-21	878.0	963.8	1313.6	1253.4	1660.7	1074.6	1115.5	856.0
1921-22	502.6	742.3	1629.3	1365.5	967.8	903.3	593.5	523.1
1922-23	483.3	972.3	897.0	910.4	1352.6	1372.8	908.1	331.0
1923-24	748.3	533.6	1293.7	1375.6	1293.4	823.7	826.4	449.7
1924-25	618.7	727.9	1288.1	1276.1	1152.7	832.7	668.3	529.3
1925-26	568.5	886.4	944.0	1074.7	1285.7	1133.2	862.7	391.6
1926-27	573.3	788.1	1466.2	1128.3	1103.8	1024.6	580.1	512.3
1927-28	601.5	772.3	1130.1	1268.4	1574.0	1287.7	1199.9	398.1
1928-29	785.5	750.6	1335.6	1122.8	1221.8	1193.8	971.8	367.6
1929-30	554.6	824.9	899.9	1423.2	902.3	1083.9	539.3	375.3
1930-31	879.9	737.9	1151.0	1354.7	1150.1	782.1	610.2	596.4
Σ	7194.1	8700.1	13348.5	13543.1	13664.9	11512.4	8875.9	5330.4
Moyenne	654.0	790.9	1213.5	1231.7	1242.3	1046.6	806.9	484.6

Onderzoek, volgens de statistische methodes, naar het verband tusschen de opbrengst van in't groot verbouwde planten en de weersfactoren in België.

Van R. Berce en R. Wilbaux

Samenvatting.

Tot heden toe werd er in België nog geen onderzoek ingesteld naar de correlatie tuschen de weersfactoren en de opbrengst der oogsten.

Dit eerste werk heeft betrekking op de wintertarwe, de wintergerst en de suikerbiet.

De gegevens omtrent de opbrengsten zijn de landbouwstatistieken die door het Ministerium van Landbouw worden uitgegeven en de meteorologische waarnemigen van het Station voor Landbouwschei- en Natuurkunde te Gembloers. Het klimaat van Gembloers mag beschouwd worden als zijnde datgene van de streek, waar zich de belangrijkste verbouwingen van de bovenvermelde cultuurplanten bevinden.

De beschouwde weersfactoren zijn : de regenval en de temperatuur van 1920 tot 1932 en de zonnestraling van 1921 tot 1931, gemeten en verbeterd in cc^3 alcohol met den actinometer van Bellani.

In een eerste hoofdstuk duiden de schrijvers de methode van berekening aan en verklaren in 't kort de theorie der correlaties en den graad van waarde der coëfficienten.

I. *Wintertarwe.* — De kritieke tijdstippen zijn : November-December voor de regenval ($r = -0{,}704$), Juli voor de temperatuur ($r = +0{,}762$) en voor de zonnestraling ($r = +0{,}747$).

Een vochtige periode in November-December brengt dus een vermindering van den oogst teweeg ; een hooge temperatuur en een hevige zonnestraling doen den oogst toenemen.

Drie lineaire regressievergelijkingen *a*, *b* en *c* ; drie partieele regressievergelijkingen A, B en C (functies der weersfactoren twee aan twee genomen) en een partieele regressievergelijking D (functie der drie weersfactoren) werden berekend.

Deze laatste stelt een standaardafwijking van 0,854 ctr. voor. De gemiddelde oogst van de tarwe bedraagt 25,5 ctr.

2. — *Wintergerst.* Ondanks de correctie der opbrengsten volgens de methode Wallen kon geen enkele aannemelijk coëfficient in 't licht gesteld worden. De opbrengsten vertoonen inderdaad een plotselinge verbetering tegen 1926 (diagram 6), vermoedelijk wegens het invoeren in de grootcultuur van een sedert kort door het Station van Plantenveredeling te Gembloers geselectionneerde variëteit. De invloed van het klimaat wordt dus door de werking van de selectie bedekt.

3. — *Suikerbiet.*

a) *Opbrengst in wortelgewicht.* De coëfficienten worden grooter naarmate de beschouwde periode langer wordt. De biet mag dus beschouwd worden als een plant, die zich de gezamenlijke werking van het klimaat voortreffelijk ten nutte maakt. De tijdstippen van grootere gevoeligheid zijn : September voor den neerslag ($r = +0.806$), Juli voor de zonnestraling ($-0{,}581$) en Juni voor de temperatuur ($+0{,}416$).

De suikerbiet wordt bijna niet beïnvloed door de hoeveelheid warmte geleverd gedurende den groei. De opbrengst van den oogst wordt bijgevolg op gunstige wijze beïnvloed door een sterke regenachtigheid in september, en verminderd door een hevige zonnestraling in Juli.

De lineaire regressie en partieele regressievergelijkingen werden berekend. De vergelijking, in functie der drie factoren van het klimaat, beantwoordt aan een standaardafwijking van 16,3 ctr. De gemiddelde oogst bedraagt 286,93 ctr.

b) *Suikergehalte.* De temperatuur is zonder eenigen invloed. De aanmerkelijkste coëfficienten zijn : — 0,673 voor de regens in September en + 0,673 voor de zonnestraling in Juli. Een droog seizoen in september is gunstig voor een hoog suikergehalte ; een zonnige periode in Juli doet het dalen.

De partieele regressievergelijking beantwoordt aan een standaardafwijking van 0,55%. Het gemiddeld percentage is 16,8%.

c) *Opbrengst in suikergewicht.* De hoogste coëfficienten zijn + 0,559 voor den gezamenlijken neerslag van Mei tot September, en + 0,525 voor de zonnestraling in Juni. De partieele regressie vergelijking stelt een standaardafwijking van 234 Kg. voor. De gemiddelde opbrengst bedraagt 4793 Kg.

De tabellen en diagrammen geven de vergelijking aan tusschen de werkelijke en berekende opbrengsten ; de diagrammen en abaci laten toe op snelle wijze de opbrengstsvooruitzichten te bekomen.

Untersuchung, durch die statistischen methoden, über die Beziehungen zwischen dem Ertrag von Groszkulturpflanzen und den meteorologischen Elementen in Belgien.

Von R. Berce und R. Wilbaux.

Zusammenfassung

Bis auf heute wurde in Belgien noch keine Forschng nach der Korrelation zwischen den meteorologischen Elementen und den Ernteerträgen vorgenommen.

Diese erste Arbeit bezicht sich auf den Wintenweizen, die Wintergerste und die Zuckerrübe.

Die als Grundlage dienenden Dokumente sind die vom Ministerium für Landwirtschaft veroffentlichten Ackerbaustatistiken und die der Station für Agrar-Chemie und Physik zu Gembloux gemachten Witterungsbeobachtungen. Das Klima von Gembloux darf man halten für das Klima der Gegend, wo sich die anschnlichsten Anbauflächen der obenerwähnten Kulturpflanzen befinden.

Die betrachteten meteorologischen Elemente sind : die Regenhaftigkeit und die Temperatur von 1920 bis 1932 und die Sonnenstrahlung von 1921 bis 1931, gemessen und korrigiert in ccm Alkohol mit dem Aktinometer von Bellani.

In einem ersten Kapitel gehen die Verfasser die Berechnungsmethode an und erklären kurz die Theorie der Korrelationen und den Bedeutungsgrad der Koeffizienten.

1) *Winterweizen.* Die kristischen Periode sind : November-Dezember für die Regenhaftigkeit ($r = -0{,}704$), Juli für die Temperatur ($r = +0{,}762$) und für die Sonnenstrahlung ($r = +0{,}747$).

Eine nasse Periode im November-Dezember führt also eine Verminderung der Ernte herbei ; eine hohe Temperatur und eine starke Sonnenstrahlung im Juli steigern sie.

Drei Gleichungen linearer Regression, a, b und c ; drei Gleichungen partieller Regression A, B un C (Funktionen der je zwei und zwei genommenen Witterungsfaktoren), und eine Gleichung partieller Regression D (funktion der drei Witterungsfaktoren) wurden berechnet.

Diese letzte Gleichung stelt eine standardabweichung von 0,854 ztr vor. Die Mittelernte des Weizens ist 25,5 Ztr.

2) *Wintergerste.* Ungeachtet der nach der Wallenschen Methode gemachten Korrektion der Ertrage, konnte kein bedeutsamer Koeffizient hervorgehoben werden. Die Ertrage zeigen in der Tat eine plötzliche Verbesserung gegen 1926 (Diagramm 6), wahrscheinlich wegen der Eifuhrung in die Groszkultur einer neulich durch die station für Pflanzenveredelung zu Gembloux selektionierten Varietet. Der Einflusz des Klimas wird also durch die Wirkung der Selektion maskiert.

3) *Zuckerrübe.*

a) *Ertrag an Wurzelgewicht.* Die Koeffizienten werden gröszer je nachdem die beobachtete Periode sich verlängert. Die Zuckerrübe erscheint also wie eine Pflanze, welche sich die Gesamtwirkung des Klimas vollkomen zunutze macht. Die Perioden gröszerer Empfindlichkeit sind : September für die Niederschläge ($r = +0{,}806$) Juli für die Sonnenstrahlung ($-0{,}581$) und Juni für die Temperatur ($+0{,}416$).

Die Zuckerrübe wird fast nicht durch die während des Wachstums gelieferte

Wärmemenge beeinfluszt. Das Gewicht der Ernte wird also durch eine starke Regenhaftigkeit im September günstig beeinfluszt und durch eine hohe Sonnenstrahlung im Juli vermindert.

Die Gleichungen linearer Regression und partieller Regression wurden berechnet. Die Gleichung, in Funktion der drei klimatischen Faktoren, entspricht einer Standardabweichung von 16,3 Ztr. Die Mittelernte beträgt 286,93 Ztr.

b) *Zuckerprozentsatz.* Die Temperatur übt keinen Einflusz aus.

Die bedeutendsten Koeffizienten sind : — 0,673 für den Regen im September und + 0,673 für die Sonnenstrahlung im Juli. Ein trocknes Wetter im September ist günstig für einen hohen Zuckergehalt ; eine sonnige Periode im Juli setzt ihn herab.

Die Gleichung partieller Regression entspricht einer Standardabweichung von 0,55%. Der Mittelprozentsatz beträgt 16,8 %.

c) *Ertrag an Zuckergewicht.* Die höchsten Koeffizienten sind + 0,559 für die Gesamtniederschläge vom Mai bis September und + 0,525 für die Sonnenstrahlung im Juni. Die Gleichung partieller Regression stelt eine Standardabweichung von 234 kg vor. Der Mittelertrag ist 4793 kg.

Die Tabellen und Diagramme gestatten den Vergleich zwischen den reellen und errechneten Erträgen, die Diagramme und Abakus ermöglichen eine schnelle Ermittelung der Ertragsaussichten.

A study based on statistical methods, of the correlations existing between the yield of cultivated plants and the weather conditions in Belgium

by R. Berce and R. Wilbaux.

Summary.

Hitherto, no research has been carried out in Belgium on the correlations between the weather conditions and the yield of the crops.

This first work concerns winter wheat, winter barley and sugar beet.

The fundamental data are drawn from the agricultural statistics issued by the Ministry of Agriculture and from the weather records of the Experiment Station for agricultural chemistry and physics at Gembloux. The climate of Gembloux may be looked upon as representing that of the region in which the crops under observation are most important.

The meteorological factors taken into consideration ar : the rainfall and temperature from 1920 to 1932, and the solar radiation from 1921 to 1931 mesured and corrected in cubic centimetres of alcohol with Bellani's actinometer.

In the first chapter, the writers expose their method of calculation and give a brief comment on the theory of correlations and the significance of the coefficients.

1. *Winter wheat.* — The critical periods are : November-December for rainfall ($r = -0.704$), July for temperature ($r = +0.762$) and for radiation ($r = +0.747$)

A wet period in November-December causes a diminution of the yield ; a high temperature and a strong insolation in July increase the crop.

Three equations of linear regression a, b and c, three equations of partial regression A, B and C (functions of the meteorological factors taken two by two) and one equation of partial regression D (function of the three meteorological factors) have been calculated. The last equation represents a standard deviation of 0.854 quintals. The average yield of the wheat is 25.5 quintals.

2. *Winter barley.* — Notwithstanding the correction of the yields after Wallen's method, no significant coefficient could be worked out. In fact, about 1926, the yields show a sudden improvement (diagram 6) probably due to the introduction of a new variety recently bred by the Plant Breeding Station at Gembloux. The influence of the weather conditions is concealed by the action of selection.

3. *Sugar beet.*

a) *Yield in weight of roots.* The coefficients rise as the period under consideration increases in length. Consequently the sugar beet appears to be a perfect totalizer of the action of the climate. The periods of greatest sensibility are : September for rainfall ($r = + 0.806$), July for solar radiation ($r = - 0.581$) and June for temperature ($r = + 0.416$). The sugar beet is not much affected by the amount of heat received during the growth. The weight of the crop is increased by abundant rainfall occurring in September and decreased by strong radiation in July.

The equations of linear regression and of partial regression have been calculated. The equation in function of the three climatic factors corresponds to a standard deviation of 16.3 quintals. The average yield is 286.93 quintals.

b) *Percentage of sugar.* The temperature has no influence. The most significant coefficients are : — 0.673 for rains in September, and + 0.673 for radiation in July. Dry weather in September is in favour of a high percentage of sugar; a sunny period in July reduces the sugar content.

The equation of partial regression corresponds to a standard deviation of 0.55 per cent. The average percentage is 16.8 per cent.

c) *Yield in weight of sugar.* The highest coefficients are : + 0.559 for the total rainfall in May and September, and + 0.525 for the radiation in June. The equation of partial regression represents a standard deviation of 234 kilograms. The average yield is 4793 kilograms.

The tables and diagrams afford a comparison between real and calculated yields ; yield forecasts can be easily obtained from the diagrams and abacus.

Observations climatologiques [1]

par P. POSKIN,
Professeur de Chimie générale et de Physique
à l'Institut agronomique de l'État à Gembloux,
et R. BERCE,
Assistant à la Chaire de Chimie générale et de Physique.

AUTOMNE 1934.

(Septembre, Octobre, Novembre).

Radiation solaire.

L'insolation et la radiation solaire totale ont été élevées en septembre, surtout pendant la deuxième décade ; elles ont été très faibles au cours de la deuxième décade d'octobre et pendant tout le mois de novembre.

Le nombre d'heures d'insolation directe enregistrée pendant le mois d'octobre à Uccle (71 heures pour une normale de 113 heures) est parmi les plus bas obtenus à ce jour pour ce mois de l'année.

On a compté 9 jours sans insolation en octobre et 18 en novembre.

Les brouillards ont été très nombreux en novembre (23 jours).

Températures.

Septembre a été chaud. Depuis 1879, début des observations régulières à Gembloux, deux mois de septembre ont été plus chauds que celui de 1934 : en 1895, température moyenne 17°3 ; en 1929, température moyenne : 17°2.

Il a fait très chaud les 7 et 8 et du 10 au 18.

Pour la période du 10 au 18 septembre, la température moyenne en 1934 a été 19°1, alors que la normale (1888-1893) est 14°3.

Octobre a été, dans son ensemble, plus chaud que la normale. Des périodes de chaleur (du 1 au 14 et du 20-26) ont alterné avec de plus courtes périodes assez froides (du 16 au 20 et du 27 au 31).

(1) Pour la description et l'exposition des appareils utilisés, voir *Bulletin Institut agronomique et Stations de Recherches de Gembloux*, T. III, n° 1, p 22.

Novembre a été normal. — La première gelée a été notée : sous abri, le 3 novembre ; au sol, le 2.

Eau atmosphérique.

Précipitations — Etat hygrométique — Evaporation.

L'excédent pluviométrique (21 mm.) de l'automne est dû aux fortes et nombreuses précipitations d'octobre ; septembre a été sec ; novembre, normal.

L'état de sécheresse constaté en fin de l'été dernier ne s'est donc pas aggravé.

Notons les précipitations les plus importantes :

le 29 septembre, 10,5 mm. en 7 heures.
le 3 octobre 11,3 » 3 »
le 23 » 12.6 » 6 »
le 30 octobre, 27,5 mm. en 12 heures.
le 31 » 11.7 » 16 h. (neige).
le 5 novembre, 19,4 » 11 heures.

De fortes chutes de neige ont été enregistrées les 31 octobre et 1er novembre.

L'état hygrométrique de l'air n'a présenté aucune anomalie remarquable ; l'évaporation a été très faible en novembre.

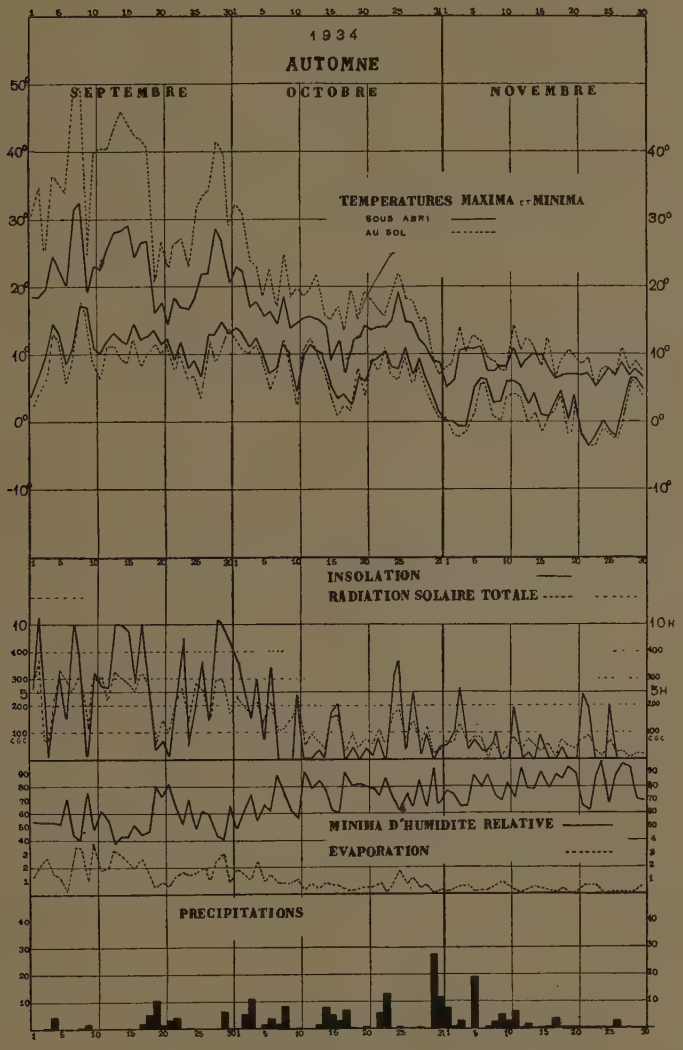
	Septembre	Octobre	Novembre	Automne
Précipitations en mm.	40,2	118,4	58,3	216,9
observées				
Moyennes 1890-1933	*60*	*74*	*62*	*196*
Durée de chute (heures)	35.40	91,50	30,60	188 h
Nombre de jours de précipitations observés	11	22	17	50
Nombre de jours de précipitations moy. 1890-1933	*14*	*17*	*16*	*47*
Nombre de jours de neige	—	1	1	2
Évaporation (cc_3)	56,7	20,2	9,1	86,0
Moyennes des minima de l'humidité relative %	55,5	78,7	79,8	71.9

TEMPÉRATURES	Septembre			Octobre			Novembre			Automne		
	Maximum	minimum	$\frac{M+m}{2}$	Maximum	minimum	$\frac{M+m}{2}$	Maximum	minimum	$\frac{M+m}{2}$	Maximum	minimum	$\frac{M+m}{2}$
Normales à Gembloux (1890-1933) *sous abri*	**19.7**	**8.7**	**14.2**	**14.1**	**5.6**	**9.9**	**8.2**	**2.0**	**5.1**	**14.0**	**5.5**	**9.7**
Observations à Gembloux *sous abri*	22.7	11.5	17.1	14.4	8.3	11.4	8.0	2.3	5.2	15.0	7.3	11.2
Observations à Gembloux *au sol*	35.3	9.5	22.5	18.8	7.2	13.0	9.4	1.0	5.2	21.1	5.9	13.5
Maximum absolu *sous abri*	32.6 le 8			23.0 le 1			11.2 le 6			32.6 le 8/IX		
Minimum absolu *sous abri*	4.0 le 1			1.5 le 31			— 3.6 le 22			— 3.6 le 22/XI		
Maximum absolu *au sol*	49.5 le 8			32.3 le 1			14.5 les 3 et 11			49.5 le 8/IX		
Minimum absolu *au sol*	1.9 le 1			0.8 les 16 et 31			— 3.7 le 22			— 3.7 le 22/XI		
Jours de gelée *sous abri*	—			—			7 (1re gelée le 2)			7		
Jours de gelée *au sol*	—			—			12 (1ere gelée le 3)			12		

RADIATION SOLAIRE	Septembre				Octobre				Novembre				Automne
	1-10	11-20	21-30	mois	1-10	11-20	21-31	mois	1-10	11-20	21-30	mois	
Directe: H.observées	51 1/2	65 1/2	53 1/2	170 1/2	35 1/2	9 1/2	24	69	6 3/4	5 3/4	13	25 1/2	265
H.possibles	131	126	120	377	113	107	116	336	95	91	86	272	985
%	39	52	44	45	31	9	21	20	7	6	15	9	27
Int. en cal. gr. cc²: Total enregistré par période	2566	2523	2172	7261	1713	830	1042	3585	583	492	385	1460	12306
Moyenne quotidien.	257	252	217	242	171	83	95	116	58	49	38	49	135

TABLEAU RÉCAPITULATIF.

Insolation (heures)	51 1/2	65 1/2	53 1/2	170 1/2	35 1/2	9 1/2	24	69	6 3/4	5 3/4	13	25 1/2	265
% d'insol. possible	39	52	44	45	31	9	21	20	7	6	15	9	27
Moyenne quotidienne de la radiation totale (cal. gr. cc²)	257	252	217	242	171	83	95	116	58	49	38	49	135
Temp. moy. sous abri	17.1	18.4	15.9	17.1	13.8	9.9	11.6	11.4	5.7	5.8	3.9	5.1	11.2
Précipitations (mm.)	6.9	19.0	14.3	40.2	33.5	25.7	59.2	118.4	42.9	12.3	3.1	58.3	216.9
Évaporation (cc³)	20.7	19.9	16.1	56.7	12.6	5.0	7.6	20.2	4.5	2.6	3.0	9.1	86.0
Moyenne des min. de l'hum. relative	54.1	53.5	58.7	55.5	64.5	78.7	74.7	78.7	75.7	83.7	80.1	79.8	71.9


1934
AUTOMNE
SEPTEMBRE
OCTOBRE
NOVEMBRE
TEMPERATURES MAXIMA ET MINIMA
SOUS ABRI
AU SOL
INSOLATION
RADIATION SOLAIRE TOTALE
MINIMA D'HUMIDITE RELATIVE
EVAPORATION
PRECIPITATIONS

ANNÉE MÉTÉOROLOGIQUE 1934. (1)

Dans son ensemble, l'année a été plus chaude, plus sèche et moins ensoleillée que la normale.

Insolation : Si l'on se rapporte pour apprécier ce facteur climatologique vis-à-vis de la normale, à l'insolation enregistrée à Uccle, on constate en 1934, une déficience de 100 heures sur la normale 1620 heures.

Février, octobre et novembre ont été peu ensoleillés ; juillet a été très ensoleillé ; les autres mois ont des durées d'insolation normales.

Températures : Décembre 1933 a été très froid ; janvier et février normaux. — Tous les autres mois ont été plus chauds que la normale.

Pluviosité : Décembre, février et juillet ont été très secs ; mai et septembre, secs ; janvier, juin et octobre, pluvieux ; les autre mois, normaux.

Caractéristiques remarquables en 1933-1934. — (Les comparaisons sont faites pour la période 1889-1933). Décembre 1933 a été extraordinairement froid et sec ; il a comporté 31 jours de gelée ; pour le record de température moyenne, il est dépassé seulement par 1879 et 1890 ; il n'a pas fait aussi sec en décembre depuis 1888.

Février 1934 a été très sec, il n'est dépassé que par février 1890 et 1895. Son insolation a été très faible.

Avril 1934 est le plus chaud mois d'avril, après 1894 (t° moy. : 11°8). Le maximum absolu enregistré cette année en avril est 27°8 et constitue un record pour avril.

Juin 1934 est le sixième dans l'ordre des mois de juin pluvieux.

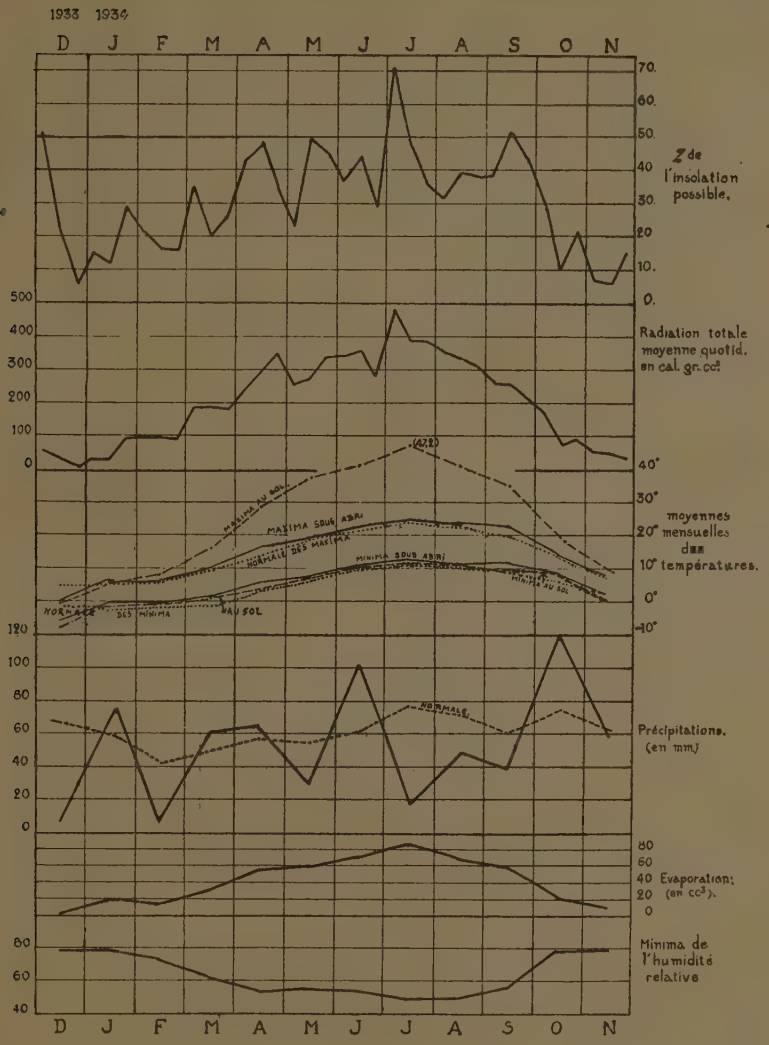
Juillet 1934 compte parmi les plus secs ; il n'est dépassé que par ceux de 1911 et 1921.

Septembre 1934 a été très chaud, dépassé seulement par les mois de septembre 1895 et 1929.

Deux périodes de sécheresse (moins de 10 mm. en 30 jours) ont sévi du 1 décembre 1933 au 3 janvier et du 1er février au 2 mars.

---

(1) Pour les normales, voir le tableau et les graphiques ci-contre, ainsi que « *Le climat de Gembloux* » — R. Berce et G. Demortier — *Bulletin de l'Institut agronomique et des Stations de Recherches de Gembloux*, T. III, n° 3, pp. 209-238.


1933 1934
D J F M A M J J A S O N
70.
60.
50.
40
30.
20
10.
0.
% de l'insolation possible.
500
400
300
200
100
0
Radiation totale moyenne quotid. en cal. gr. cc²
(AZE)
MAXIMA AU SOL
MAXIMA SOUS ABRI
NORMALE DES MAXIMA
MINIMA SOUS ABRI
NORMALE DES MINIMA
MINIMA AU SOL
40°
30°
20°
10°
0°
-10°
moyennes mensuelles des températures.
120
100
80
60
40
20
0
NORMALE
Précipitations. (en mm)
80
60
40
20
0
Evaporation (en cc³).
80
60
40
Minima de l'humidité relative
D J F M A M J J A S O N

Année météorologique 1934 (1)

	1933 Décembre	1934 Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Hiver	Printemps	Été	Automne	Année
Heures d'insolation	63	51	50 ½	97	173 ½	189 ½	187	250 ½	164	170 ½	69	25 ½	164 ½	460	601 ½	265	**1491**
% de l'insolation possible	26	19	18	27	42	40	37	52	36	45	20	9	21	36	42	27	**33**
Moyenne quotidienne de la rad. totale (cal. gr. cc²).	32	33	44	177	265	288	323	405	334	242	116	49	36	309	354	135	
Températures — sous abri — moyenne des max.	— 0.3	4.6	5.1	8.8	16.8	19.0	22.7	25.4	23.7	22.7	14.4	8.0	4.0	14.8	24.0	15.0	**14.5**
Températures — sous abri — moyenne des min.	— 6.3	— 0.2	— 0.6	0.8	5.7	7.2	10.7	12.2	11.8	11.5	8.3	2.3	— 2.4	4.5	11.6	7.3	**5.3**
Températures — sous abri — Normales des max.	**5.4**	**5.1**	**5.9**	**9.4**	**13.2**	**18.5**	**21.0**	**23.1**	**22.4**	**19.7**	**14.1**	**8.2**	**5.5**	**13.7**	**22.2**	**14.0**	**13.8**
Températures — sous abri — Normales des min.	**— 0.2**	**— 0.8**	**— 0.7**	**— 1.1**	**3.2**	**7.0**	**9.7**	**11.4**	**11.4**	**5.7**	**5.6**	**2.0**	**— 0.6**	**3.8**	**10.8**	**5.4**	**4.9**
Températures — au sol — moyenne des max.	— 0.4	5.0	7.8	15.8	28.9	37.9	41.3	47.2	40.4	35.3	18.8	9.4	4.3	27.5	43.0	21.1	**24.0**
Températures — au sol — moyenne des min.	— 8.1	— 2.1	— 2.1	— 1.5	3.7	6.0	10.3	10.7	10.2	9.5	7.2	1.0	0.0	3.0	10.4	5.9	**4.8**
Températures — Maxim. absolu — sous abri	5.0	12.0	12.5	12.6	27.8	28.5	31.5	33.0	30.0	32.6	23.0	11.2	12.5	28.5	33.0	32.6	**33.0**
Températures — Maxim. absolu — au sol	4.7	12.0	18.5	22.6	46.7	52.0	57.0	56.5	53.0	49.5	32.3	14.5	18.5	52.0	57.0	49.5	**57.0**
Températures — Minim. absolu — sous abri	— 13.2	— 5.0	— 7.5	— 3.0	1.0	0.6	6.6	7.6	8.1	4.0	1.5	— 3.6	— 13.2	— 3.0	6.6	— 3.6	**—13.2**
Températures — Minim. absolu — au sol	— 16.0	— 7.9	— 10.0	— 5.8	— 3.8	— 0.5	5.9	4.6	5.5	1.9	0.8	— 3.7	— 16.0	— 5.8	4.6	— 3.7	**—16.0**
Jours de gelée — sous abri	31	16	14	12	—	—	—	—	—	—	—	7	61	12	—	7	**80**
Jours de gelée — au sol	31	25	19	22	7	2	—	—	—	—	—	12	75	31	—	12	**118**
Jours d'hiver — sous abri	13	1	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	16	—	—	—	**16**
Jours d'hiver — au sol	15	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	15	—	—	—	**15**
Précipitations (mm.)	6.5	75.9	5.9	60.8	64.6	29.0	102.9	17.7	49.4	40.2	118.4	58.3	88.3	154.4	570.0	216.9	**629.6**
Précipitations normales	**68**	**57**	**42**	**49**	**56**	**55**	**60**	**76**	**72**	**60**	**74**	**167**	**167**	**160**	**208**	**196**	**731.0**
Jours de précipitations	6	19	3	15	17	7	16	7	10	11	22	17	28	39	33	50	**150**
Jours de préc. normale	**18**	**17**	**14**	**13**	**15**	**14**	**14**	**15**	**15**	**14**	**17**	**16**	**49**	**44**	**44**	**47**	**184**
Jours de neige	3	—	2	—	—	—	—	—	—	—	1	1	5	—	—	2	**7**
Durée de chute (heures)	12	92	8	55	46 ½	31 ½	40 ½	10 ½	25	35 ½	92	60 112	112	133	76	188	**509**
Évapotarion (cc²)	1.7	18	13.4	32.7	58.9	60.1	68.8	84.4	69.3	56.7	20.2	9.1	33.1	151.7	222.5	86.0	**493.3**
Moyenne des minima de l'humidité relative %.	79.6	79.5	74.0	63.3	53.1	55.7	53.8	49.0	50.2	55.5	78.7	79.8	77.8	57.4	51.3	71.9	**64.6**

(3) Pour les normales, voir graphique ci-contre et *Le climat de Gembloux*, R. Berce et G. Demortier, ce Bulletin, 1934 T. III n° 3, p. 209-238

Tableau résumant les caractéres généraux des mois et saisons au point de vue :

	Températures	Précipitations	Insolation
1933. Décembre	très froid	très sec	ensoleillé
1934. janvier	± normal	pluvieux	normal
février	normal	très sec	très nébuleux
mars	normal	± normal	nébuleux
avril	très chaud	± normal	normal
mai	± normal	sec	nébuleux
juin	un peu chaud	très pluvieux	nébuleux
juillet	chaud	très sec	très ensoleillé
août	un peu plus chaud	sec	nébuleux
septembre	très chaud	légèrement sec	normal
octobre	chaud	très humide	très nébuleux
novembre	normal	normal	très nébuleux
hiver	froid	sec	normal
printemps	normal	normal	nébuleux
été	chaud	très sec	normal
automne	chaud	légèrement pluv.	nébuleux

Communications

Station de Phytopathologie.

L. Hendrickx. — **Un nouvel hôte du *Bacterium tumefaciens*.**

La présence du *Bacterium tumefaciens* Smith et Townsend, agent du « Cancer végétal », a déjà été notée dans la famille des Crassulacées sur les genres *Sedum* et *Bryophyllum*.

Il résulte d'essais effectués au Laboratoire de Phytopathologie de l'Etat à Gembloux que cet organisme si polyphage est également capable d'attaquer le genre *Sempervivum*, sur lequel il n'avait jamais été signalé jusqu'à présent.

La tige d'une jeune rosette de *Sempervivum tectorum L* fut inoculée par piqûre le 26 novembre 1934, au moyen d'une culture en bouillon à l'extrait de viande, de Bact. tumefaciens, culture d'origine américaine (E. Smith) et provenant d'une galle de *Rubus idaeus*. Un mois plus tard une tumeur était parfaitement visible au niveau du point d'inoculation.

En même temps furent constatés des troubles dans l'organogénèse. Ces perturbations s'extériorisèrent par une destruction de la mosaïque foliaire si remarquable chez la joubarbe et par la formation de feuilles plus grandes et plus épaisses que celles des témoins. La bactérie cécidogène provoqua en outre un étiolement général et une nécrose complète des verticilles inférieurs de la plante.

Février 1935.

P. Manil. — **Une maladie bactérienne du Lilas, nouvellement constatée en Belgique.**

En mai 1934, la Station de Phytopathologie a reçu, de plusieurs origines, des rameaux de Lilas présentant les symptômes du « *lilac blight* » des Anglo-Saxons, maladie décrite et étudiée expérimentalement depuis longtemps à l'étranger, entre autres, par van Hall (1), en Hollande, Klebahn en Allemagne (2), par C. O. Smith (3) et par Bryan (4) aux États-Unis, mais non signalée chez nous. Les symptômes observés en Belgique, sur feuilles et sur rameaux, sont exactement ceux décrits par Bryan, par exemple. Les clichés illustrant la publication de cet auteur sont significatifs à cet égard.

Voici, en résumé, le facies normal de la maladie : taches noirâtres et distorsion des feuilles d'un certain âge, taches brunes allongées, quelquefois continues, sur les rameaux, flétrissement et noircissement complet des jeunes pousses.

L'infection des panicules floraux n'a pas été signalée jusqu'ici en Belgique.

L'infection intéresse d'abord le parenchyme, mais dans la suite, devient fréquemment vasculaire.

Güssow (5) a décrit en Angleterre, une maladie du Lilas présentant certaines analogies, mais s'écartant, sous certains rapports, de la bactériose qui nous intéresse.

Nous avons isolé la bactérie pathogène de rameaux de trois origines différentes, entre autres des environs de Malines et Bruxelles. Nous avons obtenu ainsi trois organismes identiques, avec lesquels l'infection a été reproduite expérimentalement, par piqûre de tiges, et par aspersion des feuilles au moyen de bouillons de culture.

L'inoculation par piqûre réussit presque toujours. La période d'incubation varie de trois jours à une semaine.

L'infection par aspersion des feuilles offre des résultats moins constants.

Par contre, nous n'avons pu infecter expérimentalement *Prunus sp.*, *Pyrus communis*, et *Pyrus Malus*. Les deux premiers, sont signalés par C. O. Smith (6) comme hôtes possibles du *Bact. Syringae*.

L'étude des caractères de notre bactérie permet de l'identifier au *Bact. Syringae* van Hall, apparenté, d'après certains, au *Bact. citriputeale* Smith C. O. Les propriétés suivantes, observées par nous, concordent parfaitement avec les données de Bryan :

Mobilité ; cils polaires ; dimensions : 0,6 × 1-1,8 μ ; chaînes ; absence de spores ; capsules ; Gram — ; gélatine rapidement liquéfiée ; fluorescence verte sur milieux à base de bouillon à l'extrait de viande ; réduction du tournesol et du bleu de méthylène ; production d'NH_3 ; absence d'indol, d'H_2S ; production d'acides avec le glucose et le saccharose ; température léthale : 50-51°.

En ce qui concerne la résistance des diverses variétés, signalons que d'après Sorauer (7), *Syringa persica* et *Syringa vulgaris* seraient susceptibles d'infection, et que, d'après Bryan, la maladie aurait été constatée aux États-Unis, sur les variétés suivantes : *Mont Blanc, Reine Elisabeth, Princesse Alexandra, Roi Albert.*

D'après Klebahn, enfin, l'évolution de la maladie serait grandement sous l'influence des conditions climatériques et du stade de développement du végétal.

Août 1934.

(1) Van Hall, C. J. J. — *Thèse de Doctorat. Univ. d'Amsterdam*, 1902.
(2) Klebahn. — Berlin, Gebr. Borntraeger, 1909.
(3) Smith, C. O. — *Phytopathology*, 16, 1926.
(4) Bryan. — *Journ. of Agric. Res.* Vol. 36, N° 3, 1928.
(5) Güssow. — *Gard. Chron.* 44, 1908.
(6) Smith, C. O. — *Phytopathology.*18, 1928.
(7) Sorauer. — *Handbuch der Pflanzen-Krankheiten.* Vol. II, 5e éd., 1928.

Station de Génie rural.

G. Bouckaert. — **Essais sur les roues à bandages métalliques et les roues à pneumatiques dans les chariots agricoles.**

Ces essais ont été effectués chez M. A. Naveau à Hollogne-sur-Geer, sur un chariot ordinaire transformé.

Caractéristiques :

Désignation			Bandages métalliques coussinets lisses	Pneumatiques (1) coussinets à roulements
Distance entre les essieux			3,435 m.	2,970 m.
Largeur de la voie			1,580 m.	1,630 m.
Roues	avant	diamètre	0,950 m.	32/6
		largeur	0,140 m.	
	arrière	diamètre	1,560 m.	32/7
		largeur	0,140 m.	
Poids du chariot		total	6210 kg.	6210 kg.
		à vide	2370 kg.	1840 kg.
Charge utile			3840 kg.	4370 kg.

Gain en charge utile pour le chariot sur pneumatiques : 530 kg.

Résultats des essais.

Les essais eurent lieu sur champ et sur route.

Le coefficient de traction, ou effort de traction en kg./tonne, ramené à un terrain horizontal, s'obtient par la formule suivante :

$$f = \frac{F \mp Qp}{Q}$$

f : coefficient de traction en kg./tonne.
F : effort de traction en kg.
Q : charge totale en tonnes.
p : rampe ou pente exprimée en mm/m.

Essais sur terre de betteraves :

Vitesse moyenne { pneumatiques gonflés à 4,9 kg. : 1,60 m/sec
» » 2,5 kg. : 1,47 m/sec
bandages métalliques : 1,45 m/sec

(1) Pneus de réemploi.

P	Pneumatiques				Bandages métalliques		Gain en %		
	Pression : 2,5 kg.		Pression : 4,9 kg.		F	f (C)	A par rapport à C	B par rapport à C	A par rap. à B
	F	f (A)	F	f (B)					
13	625	87,6	915	134,3	1040	154,5	43,3	13,1	34,7
13	—	—	—	—	1080	160,9	—	—	—
—13	475	89,5	750	133,8	1000	174,0	48,6	23,1	33,1
Valeur moyenne		88,6		134,1		163,1	46,0	18,1	33,9

Ces résultats mettent en évidence l'avantage des roues à pneumatiques par rapport aux roues à bandages métalliques et, pour les roues à pneumatiques, l'avantage de la basse pression (2,5 kg.) par rapport à la haute pression (4,5 kg.).

Essais sur route empierrée en mauvais état :

Pression des pneumatiques : 2,5 kg.

Vitesse moyenne { pneumatiques : 1,37 m/sec. ; bandages métalliques : 1,08 m/sec.

Les essais eurent lieu sur un terrain horizontal.

Pneumatiques		Bandages métalliques		Gain en % de A par rapport à B
F	f (A)	F	f (B)	
250	40,3	385	62	35

Dans leur ensemble, ces essais, tant sur champ que sur route, confirment les conclusions de nos essais antérieurs dont les résultats ont paru dans le « *Bulletin de l'Institut agronomique et des Stations de Recherches de Gembloux*, Tome III, n° 2, 1934.

Informations diverses.

L'enseignement agronomique du degré supérieur fut institué en Belgique par la loi du 18 juillet 1860. *L'Institut agronomique de l'État* à Gembloux comptera donc en 1935, 75 années d'existence.

A l'occasion de cet anniversaire, une journée commémorative, à laquelle S. M. le Roi Léopold III a daigné accorder son Haut Patronage, sera organisée le 30 juillet 1935.

IIme Congrès international de Génie rural.

Madrid, du 26 septembre au 3 octobre 1935.

Au cours de la réunion de la Commission internationale du Génie rural tenue à Paris, le 27 janvier 1934, sous la présidence de M. G. Bouckaert, il fut décidé que l'Espagne serait chargée d'organiser le IIe Congrès international de Génie rural en 1935.

Le Congrès comprendra les sections suivantes :

1° Science du sol, Hydraulique agricole, Aménagement du domaine rural ;

2° Constructions rurales ;

3° Mécanique agricole, Applications agricoles de l'électricité ;

4° Organisation scientifique du travail en agriculture.

Une exposition d'appareils et d'instruments de mesure a été projetée pour la durée de ce Congrès.

Pour plus amples renseignements s'adresser à M. E. Aranda Heredia, Secrétaire du Comité d'organisation du IIme Congrès international de Génie rural, Amadeo Vives 10, à Madrid (12) (Espagne) ou à M. A. Moureau, secrétaire de la Commission internationale du Génie rural à Gembloux (Belgique).

IVme Congrès international technique et chimique des industries agricoles.

Bruxelles, du 15 au 18 juillet 1935.

Ce Congrès traitera toutes les questions scientifiques et techniques susceptibles d'intéresser les Industries agricoles, c'est-à-dire celles dont l'activité trouve sa source principale dans les produits de la culture du sol, à l'exception toutefois de l'industrie textile.

Pour tous renseignements complémentaires, envoi de règlements, documentations et instructions, prière de s'adresser au Secrétariat général du IVe Congrès international technique et chimique des Industries agricoles, 133, Chaussée de Charleroi, à Bruxelles.

Bibliographie

Livres reçus :

WATTIEZ N. et STERNON F. — *Éléments de chimie végétale.* Paris, Masson, 1935, 24 × 16. 739 p., 62 fig.

Cet excellent livre, œuvre de M. N. Wattiez, professeur de Pharmacie pratique et de Pharmacognosie à l'Université de Bruxelles et de M. F. Sternon, professeur des mêmes sciences à l'Université de Liège que l'Institut agronomique de Gembloux s'honore de compter parmi ses anciens élèves, vient très heureusement et excellemment remplir une importante lacune de la littérature scientifique d'expression française.

Il constitue une mise au point méthodique et minutieuse d'une documentation déjà très riche et extrêmement dispersée relative aux constituants chimiques des végétaux à leur genèse et à leur rôle.

Il constitue un inestimable instrument de travail pour tous ceux : chimistes, biologistes, pharmaciens, médecins, agronomes, qu'intéressent les problèmes de Phytochimie.

On peut lui prédire un grand et légitime succès.

prof. É. MARCHAL.

FRÈRE ISIDORE. — *Elevage rationnel des animaux de la Ferme.* Tome I : *Les Bovins de races laitières et de boucherie.* — Canada, La Trappe. P. Q., Institut agricole d'Oka, 1934, 21,5 × 14, 312 p., fig. Prix : 1,50 dollar + port (3 fr.).

Ainsi que l'écrit l'auteur dans son avant-propos : l'idée maîtresse qui a présidé à la composition de cet ouvrage a été de mettre à la portée du cultivateur québécois un moyen facile de se renseigner sur les diverses opérations touchant l'exploitation des bovins sur la ferme.

L'exploitation animale est régie par des lois et des méthodes que tout éleveur soucieux d'avancement doit connaître et dont la mise en pratique est indispensable pour obtenir un succès prompt et réel dans une entreprise d'une telle envergure. Nous avons dû, ajoute-t-il, être sobre de développement afin de ne pas donner trop d'étendue à la matière, nous contentant pour de plus amples informations, de référer le lecteur aux savants ouvrages qui traitent plus en détail de l'exploitation et de l'amélioration des animaux domestiques.

La lecture de l'ouvrage du frère ISIDORE nous a donné l'impression nette que l'auteur a atteint parfaitement son but. La matière est abondante, variée (extérieur, races, alimentation, élevage, hygiène, contrôle laitier) mais, comme il n'y a rien de superflu, d'extra-zootechnique, si l'on peut dire, l'exploitant consultera chaque page avec profit, bénéficiant des précieuses leçons d'un éminent praticien en matière d'élevage, soucieux de faire profiter les autres de sa longue expérience et de sa science.

L'ouvrage est bien présenté et illustré, en même temps qu'écrit dans un style clair et précis.

J. MARCQ.

PIETTRE, M. — *Introduction aux diverses techniques de Conservation des Denrées périssables. (Technique frigorifique).* Rédigé d'après les notes prises au cours par A. MANNSCHOTT. Paris, Eyrolles, 1934. 25 × 16,5, 280 p., fig. Prix : 45 fr. — *(Encyclopédie industrielle et commerciale).*

Un livre dont l'auteur est un homme du métier présente toujours un intérêt spécial et une valeur pratique incontestable. Quand il est apporté à la présentation une formule autre que celle consacrée par l'usage, l'intérêt et la valeur peuvent être singulièrement exaltés. C'est le cas pour le livre de M. PIETTRE, présenté sous forme de sept leçons claires, précises, nettes. Toute la technique de la conservation, par le froid, des denrées périssables est exposée de maîtresse façon, sans aisser dans l'ombre le moindre détail, en appuyant tout sur des données scientifiques.

Trop souvent, même de nos jours, on est enclin à croire que, par le froid, on peut conserver n'importe quoi et n'importe comment. Les deux premières leçons établissent le danger de pareille conception et indiquent les règles qui régissent la conservation par le froid : principales denrées périssables et leurs caractéristiques essentielles ; évolution des denrées végétales et animales (évolution normale ou biologique — évolution en fonction des actions et fermentations d'origine extérieure).

La 3e leçon traite de la préparation des denrées, en particulier des viandes et des produits d'origine carnée.

La 4e leçon porte sur le frigorifique dans la conservation des viandes.

La 5e leçon donne les modifications et les altérations des denrées conservées par le froid.

La 6e leçon concerne la théorie de la conservation des denrées et la 7e donne un aperçu général du rôle du froid dans la production, la circulation et le transport des denrées périssables.

Quoique traitant spécialement de la conservation de la viande, on trouve dans ce livre de précieuses indications sur les autres denrées, y compris celles d'origine végétale, ainsi que sur les modes de conservation autres que le froid.

Nous sommes bien d'accord avec l'auteur quand il déclare « qu'on peut tout oser, tout espérer avec le froid, mais à la condition expresse de savoir l'employer ». La meilleure façon d'apprendre à employer le froid est d'étudier les sept leçons exposées dans ce livre de 282 pages, illustré de graphiques, de plans et d'une série de photos suggestives des grandes entreprises sud-américaines. Tous ceux qui s'intéressent à la question, de près ou de loin, y trouveront ample moisson de renseignements. C. H.

Vient de paraître :

LAHAYE, J. et MARCQ, J. — *Les Bovins.* Tome I : *La connaissance du bétail.* — Gembloux, J. Duculot, 1935, in-8°, 180 p., 113 fig. Prix. : 25 fr. — *(Encyclopédie agronomique et vétérinaire).*

IMPRIMERIE J. DUCULOT, GEMBLOUX (BELGIQUE)